Fréquence de la mobilité géographique de la population canadienne

par Leroy O. Stone



Étude analytique du recensement

Fréquence de la mobilité géographique de la population canadienne

Par Leroy O. Stone
avec l'aide de
Frances Aubry, Susan Fletcher
et Andrew Siggner

Publication autorisée par
le ministre de l'Industrie et du Commerce

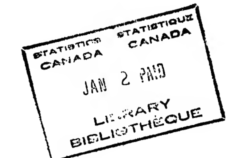
Décembre 1978
8-0003-502

Prix: $1.40

Catalogue 99-751F

Ottawa

This publication is available in English
upon request (Catalogue 99-751E).



AVANT-PROPOS

Le recensement du Canada représente une mine de renseignements sur la situation des groupes et collectivités du peuple canadien, pour une période s'étendant sur de nombreuses années. Il s'est révélé avantageux au Canada, comme dans d'autres pays, de compléter ces rapports statistiques de recensement par des monographies analytiques sur un certain nombre de sujets choisis. Le recensement de 1931 a servi de source à plusieurs monographies très utiles, mais, pour diverses raisons, il a été impossible de reprendre cette formule dans un programme semblable avant 1961. Les monographies du recensement de 1961 ont été bien reçues par le public, et ont été citées à plusieurs reprises dans de nombreux documents donnant sur les problèmes de planification ayant rapport à diverses questions telles que la main-d'oeuvre, l'urbanisation, le revenu, le statut de la femme et les tendances du marché. Elles ont eu aussi une importance capitale dans l'évaluation et l'amélioration dans la qualité et la pertinence des données sociales et économiques fournies par Statistique Canada. Cet heureux résultat a mené à la décision de continuer ce programme d'études analytiques de recensement. La présente série d'analyses est largement basée sur les résultats du recensement de 1971.

L'objet de ces études est de fournir une analyse des phénomènes sociaux et économiques au Canada. Bien que s'appuyant en grande partie sur les résultats du recensement de 1971, ces études ont aussi utilisé des renseignements provenant d'autres sources. Ces exposés sont présentés de telle façon que leurs conclusions essentielles et leurs interprétations peuvent être comprises par une audience générale de citoyens et de fonctionnaires intéressés, qui très souvent ne disposent pas des ressources nécessaires pour interpréter et digérer les rangées de chiffres qui apparaissent dans les bulletins statistiques de recensement. Pour ces personnes, des textes interprétatifs qui ramènent à la vie des statistiques arides sont un aspect important de la diffusion des données de recensement. Ces textes sont souvent la seule façon que les citoyens et fonctionnaires intéressés ont pour percevoir les bénéfices de placements de fonds nationaux dans le recensement. Le présent ouvrage s'inscrit dans le cadre de la série qui sera publiée traitant de plusieurs aspects de la population canadienne, comprenant le revenu, l'usage de la langue, l'agriculture, la composition de la famille, la migration, l'immigration, la fertilité humaine, la participation à la main-d'oeuvre, le logement, le trajet journalier entre la résidence et le lieu de travail et la répartition de la population.

Je tiens à remercier les universités qui ont permis aux membres de leur personnel de contribuer à cette série, les auteurs à Statistique Canada qui ont donné généreusement un effort supplémentaire, en dehors des heures de bureau, dans la préparation de leurs études, et un certain nombre d'autres membres de Statistique Canada qui ont également prêté main-forte. Le Conseil canadien de recherches en sciences sociales a grandement aidé dans la sélection des auteurs pour certaines de ces études, et en prenant les dispositions nécessaires pour la

critique de plusieurs des manuscrits. Nous remercions également les divers lecteurs, tous experts dans leur domaine, dont les observations ont grandement aidé les auteurs.

Bien que ces études aient été rédigées à la demande de Statistique Canada qui se charge de les publier, chaque auteur assume l'entière responsabilité de ses analyses et conclusions.

Le statisticien en chef du Canada,

PETER G. KIRKHAM.

PRÉFACE

Le présent ouvrage s'inscrit dans le cadre d'une des études analytiques du recensement de 1971. Celles-ci, tout comme les études schématiques du recensement, qui ont déjà été publiées, visent à porter à la connaissance du public des informations synthétiques et analytiques tirées du recensement de 1971. Bien que la plupart des Canadiens ne bénéficient qu'indirectement de ces études (grâce à des résumés à grande diffusion et grâce à l'amélioration du travail des analystes des secteurs public et privé), elles n'en constituent pas moins un aspect important de la diffusion des données du recensement.

La majorité des Canadiens n'utilisent que les informations synthétiques ou condensées du recensement. Seuls certains organismes spécialisés disposent des ressources nécessaires pour effectuer leurs propres synthèses à partir des données brutes du recensement du Canada. Aucun de ces organismes ne cherche à diffuser les renseignements tirés du recensement au sein du public, dont la collaboration est pourtant essentielle à l'établissement de ces données. En l'absence d'un programme d'information de la population sur les principales données et conclusions du recensement, la plupart des Canadiens ne pourraient plus bénéficier des avantages concrets qu'offre le recensement, en ce qui concerne leur aptitude à agir en citoyens bien informés vivant en démocratie.

Le présent document est une analyse d'un aspect démographique important du comportement des Canadiens, c'est-à-dire leur mobilité géographique. Nous avons surtout étudié les variables de la mobilité entre les divers groupes de la population, et non la configuration spatiale des changements de domicile. Ce faisant, nous nous adressons à au moins quatre types de lecteurs.

Premièrement, les fonctionnaires et les citoyens qui s'intéressent aux politiques et aux programmes pour lesquels la mobilité des Canadiens constitue un facteur important, devraient pouvoir obtenir des éclaircissements à ce sujet en lisant le présent chapitre, la brève conclusion, et les résumés des résultats de nos recherches qui sont présentés aux chapitres 2 et 3. Ces personnes s'intéressent sans doute plus particulièrement aux niveaux de mobilité géographique des principaux sous-groupes de la population canadienne, aux relations existant entre ces niveaux et les caractéristiques des sous-groupes en question, et à l'importance relative de ces diverses caractéristiques. Nous espérons que, grâce à notre étude, les fonctionnaires intéressés pourront fonder sur des bases plus fiables leurs hypothèses et politiques relatives à la mobilité des Canadiens. Quant aux citoyens qui se préoccupent de l'impact et de l'évaluation de ces politiques, le présent ouvrage devrait leur permettre de mieux juger les mesures gouvernementales, ce qui constitue un aspect important de tout système démocratique. Dans le chapitre de conclusion, nous verrons brièvement quelques éléments des politiques gouvernementales liées à la mobilité.

Deuxièmement, les spécialistes et les étudiants qui ont besoin de bien connaître la mobilité des Canadiens devraient pouvoir tirer profit de ce texte: les

estimations et analyses statistiques détaillées présentées aux chapitres 2 et 3, ainsi que quelques résumés des résultats, leur fourniront des renseignements concrets concernant les liaisons qui existent entre la **fréquence** de la mobilité et certaines caractéristiques démographiques importantes. L'étude de ces données incitera sans doute certains de ces spécialistes et étudiants à poursuivre les recherches en ce domaine, en tentant de répondre à de nouvelles questions ou en cherchant à éclaircir certains points analytiques que nous n'avons pas explicités.

En troisième lieu, notre travail devrait aussi profiter aux chercheurs qui aimeraient adapter les statistiques présentées sous forme de classements recoupés (telles que celles que l'on tire habituellement d'un recensement) aux fins de l'analyse multidimensionnelle, ce qui implique nécessairement des interactions d'ordre supérieur entre les variables. Nous présentons un exemple concret et détaillé de l'application, à un volume important de données du recensement, des techniques récentes permettant d'effectuer une analyse multidimensionnelle des tableaux de contingence. Les données du recensement se présentent presque toujours sous la forme de tableaux à double entrée, ou tableaux de contingence, et les techniques classiques d'analyse multidimensionnelle ne conviennent pas à ces tableaux. Notre démonstration des **possibilités d'application** de ces nouvelles techniques aux données du recensement, ainsi que les renseignements techniques complémentaires (y compris les programmes informatiques) que l'auteur est disposé à fournir aux analystes intéressés, devraient élargir considérablement le champ d'application des données du recensement. Les Canadiens pourraient ainsi mieux bénéficier des fonds publics qui ont été investis dans le recensement du Canada.

Quatrièmement et enfin, notre analyse contribue de plusieurs façons à évaluer l'utilité des données du recensement de 1971 et à planifier les recensements à venir. De façon plus particulière, nous mettons en évidence certaines limites des données du recensement, lorsqu'il s'agit d'analyser la fréquence de la mobilité au Canada. Grâce à cette étude, Statistique Canada est plus en mesure d'aider les utilisateurs éventuels des données de 1971 sur les migrations. De plus, nous signalons aussi les correspondances qui existent entre les différences de mobilité que révèlent entre les groupes les études sur la fréquence de mobilité, et celles qu'on a pu constater en analysant les données plus traditionnelles sur les migrations entre les régions canadiennes. D'ores et déjà, l'expérience acquise avec les données du recensement de 1971 sur la fréquence de la mobilité intermunicipale a servi à préparer les questions à poser sur les migrations dans le recensement de 1981.

Trois facteurs ont causé le sérieux retard de la publication de ce rapport. D'abord, nous n'avons pas réussi à obtenir un fichier principal "clair" des données sur la migration tirées du recensement de 1971 avant le milieu de 1974 environ. Ensuite, les propriétés des données du recensement nous ont incité à adapter et à affiner une méthode récente d'analyse multidimensionnelle. Beaucoup de temps a été investi dans ce travail et la préparation des programmes informatiques connexes, mais les progrès méthodologiques qui en découlent constituent un pas

important dans l'utilisation des données du recensement du Canada. Enfin, notre attention a souvent été détournée par des tâches plus urgentes, de sorte que la première version (qui était prête vers la fin de 1975) a dû être révisée en profondeur au cours de la seconde moitié de 1976. Cependant, malgré ce retard, la présente étude fournit des renseignements dont l'intérêt ne se "démode" pas, car elle souligne des phénomènes très stables dans la mobilité géographique des Canadiens.

De nombreuses personnes ont contribué à la réalisation de ce document. Nous tenons à remercier le personnel du Conseiller supérieur en études démographiques dont l'aide nous a été très précieuse; il convient de mentionner plus particulièrement Andrew Siggner (maintenant au ministère des Affaires indiennes et du Nord), qui a aidé à la conception de la problématique de base et à la mise en forme du texte final; Susan Fletcher dont la collaboration a permis d'élaborer et de mettre en oeuvre les concepts statistiques et les programmes qui ont élargi le champ d'application des méthodes d'analyse générales, et de mettre au point les détails du traitement informatique; Frances Aubry qui a travaillé à la programmation du traitement statistique et a supervisé le personnel de bureau; et enfin, le personnel de bureau lui-même qui a exécuté le travail statistique. D'autres personnes nous ont fourni des conseils et des avis inestimables: Stephen Fienberg *(University of Minnesota)*, Leo Goodman *(University of Chicago)*, Marvin McInnis *(Queen's University)* et James Simmons *(University of Toronto)*. La pensée et les travaux de Fienberg et Goodman ont largement inspiré cette nouvelle et très importante méthodologie qui n'a été que partiellement exposée dans la présente étude. Enfin, Eva-Maria McLean de la Division de l'information de Statistique Canada a effectué le travail de vérification considérable qu'a exigé la publication de ce document. L'auteur reste toutefois le seul responsable des opinions énoncées dans ce texte et des erreurs qui ont pu s'y glisser, les conseils reçus n'ayant peut-être pas toujours été fidèlement respectés.

Leroy Stone,
Conseiller supérieur en études démographiques,
décembre 1976.

TABLE DES MATIÈRES

TABLE DES MATIÈRES – fin

LISTE DES TABLEAUX

LISTE DES TABLEAUX – fin

LISTE DES GRAPHIQUES

LISTE DES GRAPHIQUES – fin

CHAPITRE 1

OBJECTIFS ET PRINCIPALES CONCLUSIONS

1.1. Questions et définitions de base

La population du Canada a une mobilité très élevée. En 1961 et en 1971, les recensements du Canada ont montré que presque la moitié de la population adulte change de domicile au cours d'une période de cinq ans. Un certain nombre d'études publiées depuis les années 1960 (voir Stone, 1974) ont fait progresser sensiblement les connaissances sur les genres de personnes qui ont généralement une forte mobilité géographique et sur la configuration spatiale des mouvements migratoires correspondants. Il existe toutefois plusieurs autres domaines de recherche sur les migrations au Canada qui auraient besoin d'être davantage explorés. La présente étude porte sur l'un de ces domaines: le phénomène des changements multiples de municipalité de résidence, entre 1966 et 1971. À partir d'un ensemble de données qui ont d'abord été tirées du recensement canadien de 1971, nous tenterons d'apporter de nouveaux éléments aux connaissances actuelles sur la fréquence de la mobilité intermunicipale au Canada et sur les caractéristiques personnelles qui différencient les Canadiens qui ont tendance à être exceptionnellement "mobiles" de ceux qui sont essentiellement "immobiles".

Cette étude s'inscrit dans le cadre d'une série de travaux visant à faire une synthèse explicative de certaines données du recensement de 1971, afin de les présenter à la population canadienne. Notre démarche est fondée sur deux ensembles de questions que nous énoncerons après avoir clarifié quelques définitions techniques que nous utiliserons.

On appelle généralement **migration** un déplacement qui a pour effet de transférer la résidence d'un ménage d'un endroit (lieu d'origine) à un autre (lieu de destination). Dans de nombreuses études, le sens du mot "migration" est limité au mouvement d'une personne qui traverse une frontière établie (par exemple les limites d'une municipalité) lors du déplacement de son ménage. (Pour plus de renseignements à ce sujet, voir Stone, 1969, pp. 6 - 8.) Ainsi, dans les statistiques du recensement du Canada, un déplacement qui se fait sans franchir une limite municipale constitue une forme de mobilité géographique, mais n'est pas classé comme cas de migration dans les statistiques. Cette distinction est quelque peu arbitraire. Elle est cependant utile parce qu'on suppose qu'en général, les déplacements qui traversent les frontières municipales ont une incidence plus importante sur les collectivités locales et sur les ménages intéressés que ceux qui se font à l'intérieur d'une municipalité.

La composition d'une population en fonction d'une caractéristique donnée (par exemple le niveau de scolarité) signifie, pour nous, la répartition proportionnelle de la population entre les catégories définies par la variable en question, par exemple, entre les divers niveaux de scolarité. Le terme **composition socio-**

économique est parfois employé pour signifier, de façon abrégée, la composition selon une ou plusieurs caractéristiques socio-économiques (par exemple le niveau de scolarité et la profession).

À partir de ces définitions, nous pouvons maintenant formuler deux questions fondamentales. En mesurant la mobilité géographique d'après la fréquence des déplacements intermunicipaux, quel était le niveau de mobilité intermunicipale au Canada au cours de la période 1966 - 1971, et à quel point variait-il selon le sexe, l'âge, l'état matrimonial, la langue maternelle, le niveau de scolarité et la profession? Quelle est la contribution de chacune de ces six caractéristiques à la répartition statistique de la population canadienne selon la fréquence des déplacements intermunicipaux?

C'est au recensement de 1971 qu'on a introduit pour la première fois une question concernant le nombre de changements de domicile qui impliquaient un déplacement vers une autre municipalité. Les données qu'on en a tirées devraient permettre au public de mieux comprendre la fréquence et le régime de la mobilité au Canada. Mais comme ces données sont entièrement nouvelles, il convient d'effectuer une étude de base des différences de composition socio-économique qui existent entre les divers groupes définis par la fréquence des déplacements intermunicipaux. La présente étude vise donc à préciser dans quelle mesure le niveau de mobilité d'un groupe démographique, établi selon la fréquence des déplacements intermunicipaux, est lié à la composition démographique et socio-économique de ce groupe. Cette recherche nous permettra de vérifier la pertinence de la question relative au "nombre de changements de domicile".

Les personnes qui utilisent les données du recensement à des fins analytiques remarqueront peut-être que de "nouvelles" techniques permettant une analyse multidimensionnelle des tableaux de contingence ont été adaptées spécifiquement à la présente étude. Cette modification permet d'illustrer les possibilités d'application des nouvelles techniques à des quantités importantes de données du recensement qui entraînent des problèmes logistiques plus difficiles à résoudre que ceux que l'on rencontre généralement dans une analyse "figurative" des tableaux de contingence (voir Goodman, 1972; Davis, 1974; Bishop, Fienberg et Holland, 1974). À l'aide de ces techniques, les données du recensement peuvent facilement être utilisées pour répondre à certaines questions d'ordre explicatif, lorsqu'il faut considérer divers effets d'interaction d'ordre supérieur entre plusieurs variables. Le champ d'application potentiel des données du recensement s'en trouve d'autant plus élargi. Il convient toutefois de mentionner que dans ce document, nous nous sommes efforcés d'éviter de donner des explications techniques longues et détaillées. Nous avons plutôt cherché à donner des explications relativement peu techniques sur les résultats de l'analyse multidimensionnelle.

1.2. Sources et qualité des données

Presque toutes les données de base de cette étude proviennent du recensement du Canda de 1971; quelques comparaisons ont été faites avec des données de recensements antérieurs. Parmi les données du recensement de 1971, nous nous intéressons surtout à celles sur la mobilité géographique, et à deux questions en particulier. Ces deux questions ont été posées à un échantillon systématique représentant un tiers de la population âgée de 15 ans et plus au 1er juin 1971. On a ensuite fait une estimation des totaux correspondants pour l'ensemble de la population, à partir des réponses de l'échantillon (voir l'annexe A). (Aux fins de cette étude, nous appellerons "population déclarante" la population âgée de cinq ans et plus au 1er juin 1971.) La première des deux questions du recensement, généralement appelée "question sur la migration depuis cinq ans", visait à connaître le lieu de résidence du répondant au 1er juin 1966. La deuxième portait sur le nombre de fois que les répondants ont changé de municipalité de résidence entre le 1er juin 1966 et le 1er juin 1971 (voir l'annexe A).

Au Canada, c'est au recensement de 1971 qu'on a posé cette deuxième question pour la première fois. La première question avait déjà été introduite au recensement de 1961 et avait servi de base à deux études (Stone, 1969; George, 1970). Depuis quelque temps, les estimations de la mobilité interprovinciale annuelle établies à partir des données sur les allocations familiales ont clairement indiqué qu'en soi, la question sur la migration depuis cinq ans sous-estime considérablement la fréquence des déplacements au Canada (voir Stone, 1969, annexe B); par contre, ces estimations ont deux limites importantes lorsqu'on veut analyser la migration au Canada: d'abord, elles ne portent que sur les provinces, et en second lieu, on ne peut pas les ventiler de façon à produire des données sur divers groupes démographiques et socio-économiques du Canada. Ces contraintes ne s'appliquent pas aux données du recensement de 1971 sur le nombre de déplacements intermunicipaux effectués entre 1966 et 1971, bien que ces données aient leurs propres lacunes (voir l'annexe A). En résumé, la présente analyse de la migration et celle de l'étude schématique du recensement de 1971, qui portent sur les données relatives au nombre de déplacements intermunicipaux, devraient éclairer une dimension importante de la mobilité au Canada, que les études précédentes sur la migration n'ont encore jamais mis en évidence.

Le recensement de 1971 a également fourni des données sur diverses caractéristiques propres aux migrants et aux non-migrants, notamment des données tirées du dénombrement exhaustif de la population déclarante du recensement de 1971 (par exemple sur le sexe, l'âge, l'état matrimonial, et la langue maternelle), ainsi que des renseignements provenant de l'échantillon d'un tiers mentionné plus haut (niveau de scolarité, profession). Pour des considérations d'ordre économique, nous ne pouvons pas traiter ici de la qualité de ces données.

Quant aux données sur la migration, leur qualité est étudiée dans l'annexe A. En général, on a suffisamment évalué cette qualité pour pouvoir affirmer que les

données sont assez fiables pour être utilisées dans cette étude. Les statistiques ne sont pas sans erreur; mais en les employant en connaissance de cause et de manière judicieuse, on peut en tirer des renseignements précieux sur certaines caractéristiques générales de la mobilité des Canadiens. Le lecteur doit chercher à saisir de façon générale les totaux, les différences ou les rapports et à identifier les variations systématiques que présentent les chiffres d'un tableau. En réfléchissant ainsi sur les tendances générales plutôt que sur la valeur exacte des chiffres indiqués, le lecteur concentrera son attention sur l'information pour laquelle les distorsions causées par les erreurs statistiques sont minimes.

1.3. Résumé des principales conclusions

Il peut être utile de préciser dès maintenant quelques-unes des conclusions de cette étude. La section suivante récapitule certaines observations qui sont dispersées dans le texte, ce qui permet au lecteur de se faire une idée générale du "message" essentiel de ce document, à propos des aspects importants de la mobilité géographique de la population canadienne. D'autres conclusions générales seront énoncées dans chacun des chapitres. Le lecteur qui préfère ne retenir qu'une idée générale de cette étude, sans chercher à connaître tous les détails ni à comprendre les méthodes qui ont conduit aux résultats peut se limiter au présent chapitre, au chapitre 4, ainsi qu'à l'introduction et à la conclusion des chapitres 2 et 3.

1.3.1. Aspects quantitatifs et qualitatifs de la mobilité interne

Presque la moitié des personnes résidant au Canada en 1966 ont changé de domicile entre 1966 et 1971. Dix ans auparavant, on avait enregistré, à peu de choses près, le même niveau de mobilité géographique à l'égard des mouvements migratoires de la période 1956 - 1961. Des données relativement comparables sur les États-Unis montrent que la population américaine présente une mobilité géographique semblable à celle du Canada. Dans les deux pays, les jeunes adultes qui ont approximativement de 20 - 34 ans, âge où la plupart des gens fondent une famille et entrent sur le marché du travail, ont une mobilité géographique supérieure à la moyenne nationale. Ainsi, presque les deux tiers des Canadiens âgés de 20-34 ans ont changé de domicile entre 1966 et 1971.

De 1966 - 1971, l'ampleur du phénomène a été considérable: environ quatre millions et demi de personnes résidant au Canada en 1966 n'habitaient plus dans la même municipalité en 1971, ce qui représente 24 % de la population âgée de cinq ans et plus en 1971 et résidant au Canada en 1966 et en 1971. De cette même population, 11 % ont changé de municipalité de résidence au moins deux fois entre 1966 et 1971 et 3 % au moins quatre fois. Une fraction relativement faible des personnes ayant déménagé était responsable d'une grande partie du volume total des déplacements; en effet, les gens qui ont changé de municipalité de résidence l'ont fait en moyenne deux fois entre 1966 et 1971.

Ce sont les jeunes adultes de 20 - 34 ans qui le plus souvent ont changé de domicile, bien qu'on ait constaté une certaine "hypermobilité" dans tous les groupes d'âge. Lorsque les jeunes adultes étaient de langue maternelle anglaise, avaient une instruction postsecondaire ou faisaient partie de certains groupes professionnels, leur tendance à l'"hypermobilité" était considérablement plus élevée. Nous commenterons ces résultats plus en détail au chapitre 2.

Les données du recensement de 1971 ont révélé qu'il existe des liaisons complexes entre la formation d'une famille et la mobilité géographique. Les personnes qui se sont mariées après le 1er juin 1966, qui ont donc changé d'état matrimonial au cours de la période considérée, avaient de loin le taux de mobilité intermunicipale le plus élevé de tous les groupes définis selon l'état matrimonial: le taux de mobilité intermunicipale de ce groupe était supérieur au double de celui de l'ensemble de la population. L'écart est encore plus important si l'on ne considère que ceux qui vivaient encore avec leur conjoint en 1971. Les gens mariés avant 1966 et vivant encore avec leur conjoint en 1971 présentaient un taux de mobilité intermunicipale inférieur à la moyenne, même en tenant compte des différences de composition par âge.

Parmi les groupes d'âge ayant une plus forte propension à changer de domicile, on a constaté un taux de mobilité supérieur à la moyenne chez les personnes qui avaient déjà été mariées mais n'habitaient plus avec leur conjoint lors du recensement de 1971. Les personnes célibataires (jamais mariées) étaient généralement moins mobiles que les non-célibataires qui n'habitaient plus avec leur conjoint. Les données de 1971 contredisent donc l'idée bien répandue selon laquelle les célibataires seraient "libres comme le vent". Ainsi, dans les groupes d'âge où la propension à fonder une famille est la plus forte, les personnes qui étaient célibataires au 1er juin 1966 et au 1er juin 1971 avaient de loin le plus faible taux de mobilité intermunicipale de tous les groupes définis selon l'état matrimonial. Au chapitre 2 nous présenterons des explications et des hypothèses relatives aux liaisons existant entre l'état matrimonial et la mobilité.

Il semble que la mobilité intermunicipale augmente en fonction du nombre d'années de scolarité. En effet, le taux de mobilité s'accroît régulièrement à mesure que l'on passe d'un niveau d'études inférieur à la neuvième année à un diplôme universitaire et ce, tant pour les femmes que pour les hommes de 15 ans et plus. La mobilité intermunicipale est généralement beaucoup plus grande chez les diplômés d'études collégiales que chez les personnes qui ont moins de neuf années d'études. On observe fondamentalement le même phénomène pour chacun des deux groupes clés, soit ceux de 20 - 29 ans et de 30 - 44 ans. Les diplômés universitaires qui ont entre 20 - 29 ans ont d'ailleurs un taux de mobilité intermunicipale exceptionnellement élevé; il faut toutefois souligner que la mobilité des personnes qui sont passées par le collège était probablement en grande partie liée au fait qu'elles ont dû changer plusieurs fois de domicile, entre la maison familiale, l'université et le lieu de travail.

En ce qui concerne la profession, les militaires des Forces armées et deux des principaux groupes de travailleurs dits "professionnels" ont généralement été les plus mobiles de 1966 - 1971, les deux derniers groupes en question étant: 1. l'enseignement et les professions apparentées, et 2. les professions des secteurs technique, social, religieux, artistique et apparentées. La mobilité intermunicipale des travailleurs peu spécialisés était exceptionnellement faible. Au chapitre 2, nous expliquerons l'incidence des facteurs scolaires et professionnels sur la mobilité géographique.

1.3.2. La mobilité des immigrants

On peut être sérieusement induit en erreur si l'on se fie à une première impression selon laquelle les immigrants seraient nettement plus mobiles que les non-immigrants. Par exemple, si l'on prend l'ensemble des résidents canadiens en 1966, la mobilité intermunicipale était plus grande chez les personnes nées au Canada que chez celles nées à l'étranger, même lorqu'on tient compte des différences de composition par âge. Il est difficile de faire une comparaison semblable qui comprendrait les immigrants entrés au Canada après le 1er juin 1966 en partie parce qu'ils n'ont pas immigré au même moment: on peut cependant corriger les données de façon à tenir compte de ces variations de la durée de résidence au Canada et du fait que les immigrants proviennent des "segments mobiles" de la population du pays d'où ils ont émigré. Après correction, les estimations des taux de mobilité intermunicipale des immigrants sont un peu inférieures à celles des migrants résidant au Canada en 1966.

En ce qui concerne la composition sociale, les immigrants récents (toutes les personnes qui résidaient à l'extérieur du Canda au 1er juin 1966) se distinguaient très nettement de l'ensemble de la population canadienne, quel que soit leur pays d'origine. Tout comme les migrants internes qui résidaient au Canada en 1966, c'étaient surtout de jeunes adultes dont beaucoup plus que la moyenne générale avaient un diplôme universitaire et étaient des "professionnels". On a aussi constaté que les récents immigrants travaillaient légèrement plus que la moyenne générale dans les secteurs des services et de la fabrication de machines. Par rapport à la population résidant au Canada le 1er juin 1966, il arrivait proportionnellement beaucoup plus souvent que leur langue maternelle ne soit ni le français ni l'anglais. Parmi les nouveaux immigrants, le phénomène de l'hypermobilité à l'intérieur du Canada a aussi caractérisé surtout les jeunes adultes et avait tendance à croître avec le niveau d'instruction, sauf en ce qui concerne ceux qui possédaient vraiment des diplômes universitaires; ces derniers étaient moins mobiles à l'intérieur du Canada que les nouveaux immigrants qui avaient suivi des études postsecondaires, mais ne détenaient pas de diplôme.

1.3.3. Analyse multidimensionnelle de la fréquence des déplacements

Il existe une forte corrélation multidimensionnelle entre la répartition de la population canadienne selon le nombre de déplacements intermunicipaux et un ensemble de divers attributs explicatifs (âge, état matrimonial, langue maternelle,

scolarité et profession). L'âge est de loin l'attribut dont le pouvoir explicatif est le plus important. Cependant, même lorsque l'âge est maintenu constant, la distribution de la population selon le nombre de déplacements intermunicipaux a systématiquement tendance à être liée à l'instruction et à la langue maternelle. L'effet de l'état matrimonial est étroitement lié à l'importance du facteur "âge". Il semble probable que l'âge influe fortement sur la répartition du fait que les changements qui interviennent dans le statut social et économique des gens ont tendance à se concentrer dans certains groupes d'âge. Nous invitons le lecteur à consulter le début et la fin du chapitre 3, pour y trouver des commentaires plus détaillés.

1.4. Plan du texte

Les chapitres qui suivent peuvent être présentés de la façon suivante. Dans le deuxième chapitre, nous étudions les principales différences qui existent entre divers "groupes de mobilité" par rapport à certains attributs démographiques et socio-économiques; ces "groupes de mobilité" sont les personnes qui n'ont pas déménagé (qui habitaient le même logement en 1966 et en 1971), les migrants intramunicipaux, les immigrants (personnes qui résidaient à l'extérieur du Canada en 1966), et des sous-groupes de migrants internes qui se distinguent par le nombre de leurs déplacements intermunicipaux. Nous comparons la composition de ces "groupes de mobilité" en fonction du sexe, de l'âge, de l'état matrimonial, de la langue maternelle, du niveau de scolarité et de la profession, afin de mettre en évidence en quoi ces groupes diffèrent.

Nous analysons au troisième chapitre la répartition de la population déclarante selon le nombre de déplacements intermunicipaux. Nous y étudions l'importance relative de six attributs pour expliquer statistiquement la fréquence des déplacements de la population déclarante du Canada. (Les attributs en question sont ceux présentés au chapitre 2.) En même temps, nous exposons et appliquons à un cas concret une méthode permettant de prévoir les différences entre les fréquences des déplacements de deux populations, en fonction de leurs différences de composition. Au chapitre 4, nous énonçons brièvement quelques conclusions.

Le texte est suivi de plusieurs annexes mais, afin que ce document ne soit pas trop volumineux, nous avons préféré éviter de donner des explications techniques très détaillées, même en annexe. Dans certains cas, des documents de travail rédigés par l'auteur peuvent fournir des explications supplémentaires plus détaillées; ces documents sont cités dans les annexes et on peut se les procurer en écrivant à l'auteur.

CHAPITRE 2

DEGRÉ DE MOBILITÉ AU CANADA, DIFFÉRENCES ENTRE LES GROUPES ET COMPARAISONS AVEC D'AUTRES PAYS

2.1. Présentation du problème et de deux concepts

Dans le présent chapitre, nous donnons un aperçu des données du recensement de 1971 portant sur le niveau de la mobilité géographique au Canada, en nous intéressant particulièrement aux différences significatives que présente le phénomène de la mobilité entre d'importants sous-groupes de la population. Nous chercherons donc à répondre aux questions suivantes: Quel était le niveau de mobilité géographique au Canada au cours de la période 1966 - 1971 et comment se compare-t-il à celui d'autres pays et à celui de la période 1956 - 1961? Dans quelle mesure est-ce que la mobilité géographique varie pour chacun des sous-groupes clés de la population, définis selon le sexe, l'âge, la langue maternelle, l'état matrimonial, la scolarité et la profession? Quels sont les principaux genres de variation de la mobilité entre ces divers groupes? Lorsqu'on classe la population selon le type de mobilité (personnes n'ayant pas déménagé, migrants intramunicipaux, migrants internes, et immigrants de l'étranger), quelles sont les différences les plus évidentes entre les groupes ainsi définis, en ce qui concerne leur composition démographique et socio-économique?

Pour répondre à ces questions, il faut choisir entre diverses méthodes permettant de mesurer la mobilité de la population, parce que les diverses sources de données ont des caractéristiques différentes et que, de plus, il n'existe aucune méthode de mesure qui traduise clairement tous les aspects du phénomène de la mobilité géographique. Par exemple, si l'on mesure la mobilité à partir des données sur les changements de domicile qui sont enregistrés au fur et à mesure qu'ils se produisent, on n'a pas les mêmes possibilités que si l'on utilise des données fondées sur une comparaison des adresses à différents moments. De plus, la définition du niveau de mobilité peut être au moins partiellement axée sur la distance parcourue ou encore, négliger la distance et porter exclusivement sur le nombre de changements de domicile.

En tenant compte des caractéristiques des données du recensement de 1971, nous avons choisi de mesurer la mobilité en nous servant de deux concepts: le premier est un taux de mobilité classique, soit ici le pourcentage de la population déclarante qui a changé de domicile au moins une fois au cours de la période de migration considérée (1er juin 1966 au 1er juin 1971). La deuxième mesure est un nouveau rapport dont le numérateur est le nombre réel de déplacements intermunicipaux et dont le dénominateur est une estimation très approximative du nombre maximal de déplacements qui auraient pu être effectués. Nous commencerons donc par étudier le taux de mobilité classique.

2.2. Comparaisons internationales de la mobilité sur cinq ans

Presque la moitié (45 %) de la population déclarante du Canada, sans compter les immigrants de l'étranger, a changé de lieu de résidence au moins une fois entre 1966 et 1971 (voir le tableau 2.1). La mobilité de la population urbaine, où 48 % des gens ont déménagé au moins une fois au cours de la période de cinq ans, était légèrement supérieure à celle de la population totale; en revanche, la population rurale agricole était beaucoup moins mobile (18 %). Selon cette mesure approximative, le taux national de la population déclarante en 1961 était inférieur de seulement un point pour la période 1956 - 1961, par rapport à celui qu'indique le tableau 2.1 pour 1966 - 1971. Par ailleurs, les recensements de 1961

TABLEAU 2.1. Taux de mobilité interne sur cinq ans[1], population âgée de cinq ans et plus en 1971, selon l'âge et le sexe, régions urbaines, rurales non agricoles et rurales agricoles, Canada, 1966 - 1971

(Ne comprend pas les personnes qui résidaient à l'extérieur du Canada au 1er juin 1966)

Âge et sexe	Total	Régions urbaines	Régions rurales non agricoles	Régions rurales agricoles
	pourcentage			
5 ans et plus	45.1	48.4	41.8	18.0
Hommes	45.0	48.5	41.9	17.3
Femmes	45.2	48.2	41.6	18.7
20 - 24 ans	65.9	68.7	62.2	30.0
Hommes	58.3	61.9	54.2	20.7
Femmes	73.5	75.3	71.0	44.8
25 - 29 ans	78.0	81.2	71.7	42.5
Hommes	79.1	82.4	73.8	38.8
Femmes	77.0	80.1	69.4	46.6
30 - 34 ans	63.6	67.2	57.4	31.0
Hommes	68.1	72.0	61.7	32.6
Femmes	59.0	62.4	52.8	29.3

[1] Le taux de la mobilité interne a été calculé en multipliant par 100 le total des personnes ayant déménagé (sauf les immigrants de l'étranger), divisé par la population déclarante (sauf les immigrants de l'étranger).

La population déclarante est le total estimé des résidents du Canada qui avaient cinq ans et plus lors du recensement. Les migrants de l'étranger sont les personnes qui résidaient au Canada le 1er juin 1971, mais non le 1er juin 1966.

Source: Recensement de 1971, nº 92-719 au catalogue de Statistique Canada, tableau 31.

et de 1971 indiquent des différences semblables entre les niveaux de mobilité des populations urbaine et rurale. La faible différence de niveau de mobilité entre 1956 - 1961 et 1966 - 1971 est partiellement imputable au fait que la question du recensement de 1971 sur la migration s'adressait à un échantillon comprenant les résidents permanents des ménages collectifs (un groupe probablement très mobile), alors que pour le recensement de 1961, l'échantillon de population correspondant était limité aux résidents des ménages privés.

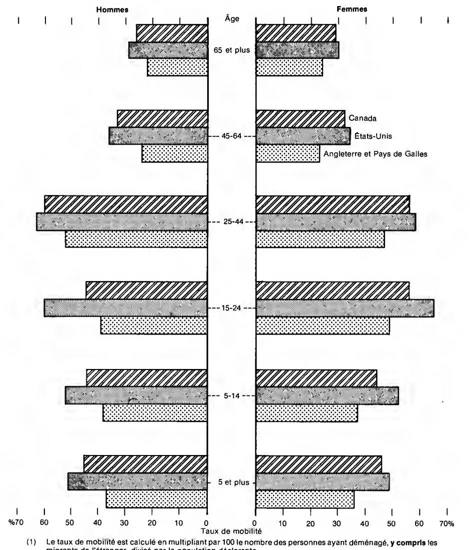
Le groupe d'âge des 20 - 34 ans, dont la mobilité géographique est des plus grandes, présentait des taux de mobilité très supérieurs aux moyennes mentionnées au paragraphe précédent. Par exemple, le tableau 2.1 montre que dans le groupe des 20 - 24 ans, plus de 60 % de la population déclarante avait déménagé au moins une fois entre 1966 et 1971. Dans le groupe des 25 - 29 ans, plus des trois quarts de la population déclarante avaient changé de domicile au moins une fois. Le mariage, l'entrée sur le marché du travail et les études sont très souvent à l'origine de cette mobilité particulièrement élevée. Le taux supérieur enregistré pour les femmes du groupe des 20 - 24 ans est probablement lié au fait qu'elles se marient; une grande partie des femmes de 20 - 24 ans se mariaient d'ailleurs avec un conjoint du groupe des 25 - 29 ans. Les données du recensement de 1961 ont mis en évidence des chiffres semblables (voir Stone, 1969, pp. 73 - 80).

Des données que l'on a pu obtenir à partir du début des années 1960 permettent de comparer les taux de mobilité résidentielle de certains pays. En se fondant sur ces données, Long (1970) a comparé les statistiques du recensement de 1961 au Canada, du recensement de 1961 en Grande-Bretagne, et du recensement de 1960 aux États-Unis. Les données ne sont pas strictement comparables, mais il était évident (d'après Long, 1970) que ces pays n'avaient pas le même taux de mobilité géographique: les taux de mobilité des États-Unis semblaient être les plus élevés, sans toutefois être largement supérieurs à ceux du Canada, tandis que ceux de la Grande-Bretagne étaient nettement inférieurs (voir le graphique 2.1). Quant à l'écart important qui sépare les taux des États-Unis et du Canada pour les deux plus jeunes groupes d'âge (graphique 2.1), il vient probablement du fait que la population déclarante canadienne ne comprenait que les personnes résidant dans un ménage privé, alors que les statistiques américaines incluaient les personnes vivant dans un logement collectif.

Pour obtenir ces chiffres, Long a pris en compte les migrants de l'étranger (graphique 2.1). Lorsqu'on soustrait ces migrants de l'ensemble des migrations canadiennes et américaines (afin de se faire une idée plus précise de la mobilité interne), les taux de mobilité de chacun des pays diminuent d'un ou deux points. Comme on pouvait s'y attendre, l'allure de la répartition des taux selon les groupes d'âge reste la même, étant donné que le nombre de migrants venant de l'étranger est très faible comparativement au nombre de migrants à l'intérieur de chacun des pays.

Graphique — 2.1

Taux de mobilité sur cinq ans(1), selon le sexe et l'âge, Canada, 1956-1961, États-Unis, 1955-1960, Angleterre et Pays de Galles, 1956-1961



(1) Le taux de mobilité est calculé en multipliant par 100 le nombre des personnes ayant déménagé, **y compris** les migrants de l'étranger, divisé par la population déclarante.
Les données sur les É.-U. et le Canada sont tirées des réponses données à une question du recensement visant à connaître le lieu de résidence habituel cinq ans avant le recensement, qui a eu lieu le 1er avril 1960 aux É.-U. et le 1er juin 1961 au Canada. Les données sur l'Angleterre et le Pays de Galles correspondent à toutes les personnes qui, au 23 avril 1961, ont déclaré qu'elles résidaient à cet endroit depuis moins de cinq ans. Au Canada et en Grande-Bretagne, l'unité de base du recensement de 1961 était le ménage privé. En Grande-Bretagne, cette définition comprend parfois les personnes résidant dans un logement collectif ou dans une institution. Aux États-Unis en 1960, tous les résidents de ménages privés, de logements collectifs et d'institutions faisaient partie de la population déclarante.

Source: Long (1970), Tableau 1.

Graphique — 2.2

Taux de mobilité interne, sur cinq ans[1], selon le sexe et l'âge, Canada, 1966-1971, États-Unis, 1965-1970

(Ne comprend pas les immigrants de l'étranger)

Taux de mobilité

Canada

États-Unis

90
80
70
60
50
40
30
20
10
0

20-24 25-29 30-34 20-24 25-29 30-34 20-24 25-29 30-34

Âge

Les daux sexes — Hommas — Femmas

(1) Les données sur les É.-U. at la Canada sont tirées des réponses données à une question du recensemant visant à connaître la lieu de résidanca habitual cinq ans avant le racansement, qui a au lieu la 1er avril 1970 aux É.-U. at la 1ar juin 1971 au Cenada. Pour les définitions du taux da mobilité interne at da la population déclarante du Canada, consulter la nota (1) du tableau 2.1. Pour la définition da la population déclaranta des États-Unis, consultar le nota (1) du graphiqua 2.1.

Sourcas: *Racansamant da 1971, n° Cat. S.C. 92-719, tablaau 31; racansamant da 1970 das États-Unis, rapport P.C. (2) — 2B, tableau 2.*

Le graphique 2.2 indique les taux de mobilité obtenus à partir des recensements canadiens et américains de 1971 et de 1970 respectivement, après déduction des migrants en provenance de l'étranger[1]. Aux États-Unis comme au Canada, il y a eu relativement peu de changements entre les deux derniers recensements en ce qui concerne la mobilité sur cinq ans (voir les graphiques 2.1 et 2.2). À la fin des années 1950 et à la fin des années 1960, le taux de mobilité interne était semblable au Canada et aux États-Unis; au cours de la dernière période cependant, le Canada a enregistré une mobilité plus élevée que les États-Unis pour le groupe des 25 - 34 ans (graphique 2.2), ce qui peut être dû en partie au fait qu'en 1971, pour la première fois, l'échantillon canadien comprenait les ménages collectifs.

2.3. Le taux de mobilité intermunicipale

Environ quatre millions et demi de personnes résidant au Canada en 1966 n'habitaient plus la même municipalité en 1971[2]. Cela représente 24 % de la population âgée de cinq ans et plus en 1971 et résidant au Canada en 1966 et en 1971. Jusqu'à 11 % d'entre eux avaient changé de municipalité de résidence au moins deux fois entre 1966 et 1971 et 3 % avaient changé au moins quatre fois.

En tout, les quatre millions et demi de migrants intermunicipaux ont occasionné presque neuf millions de déplacements intermunicipaux. Les personnes qui ont déménagé plus d'une fois ont cependant contribué de façon disproportionnée à ce total: elles forment en effet à peine moins de la moitié des migrants intermunicipaux (48 %), mais ont été responsables de près des trois quarts (74 %) des déplacements. On peut donc dire qu'un pourcentage relativement faible des migrants joue un rôle déterminant dans la mobilité géographique au Canada. En ce qui concerne sa composition socio-économique, le groupe des migrants ayant effectué plusieurs déménagements constitue un groupe particulier au sein de la population canadienne.

On a défini un taux de mobilité particulier afin de mesurer la mobilité intermunicipale d'après le nombre de déplacements intermunicipaux. Ce taux suppose qu'une personne qui a vécu au Canada au cours de la période 1966 - 1971 était "sujette" à la mobilité intermunicipale pendant cinq "années-personnes". Si l'on suppose que cette personne déménage au plus une fois par année, elle peut contribuer pour cinq déplacements dans le nombre total de déplacements intermunicipaux. D'après cette hypothèse, on obtient une estimation très approximative du nombre maximal de déplacements possibles, en multipliant le chiffre de la population déclarante de 1971 par cinq, estimation qui sert de dénominateur dans le taux de mobilité intermunicipale en question. Le numérateur est le nombre réel de déplacements intermunicipaux, et on multiplie le tout

---

Voir note(s) à la page 55.

par 100 pour avoir un taux en pourcentage. Le taux de mobilité intermunicipale est donc une estimation très approximative du pourcentage de la mobilité réelle par rapport à la mobilité maximale possible.

Calculée avec ce taux, la mobilité intermunicipale des résidents canadiens, telle qu'observée au 1er juin 1966, était égale à environ 9 % de l'estimation maximale, celle-ci n'étant toutefois qu'une mesure arbitraire de référence, puisqu'il n'est pas réaliste de supposer que tout le monde pourrait effectivement déménager une fois par année. Il reste que cet "étalon" nous permet de comparer partiellement les taux de mobilité de deux ou de plusieurs groupes différents, et c'est cette possibilité qu'il convient de souligner.

Jusqu'à maintenant, les recherches et les théories sur la mobilité géographique ont souligné l'importance d'un petit nombre de caractéristiques (par exemple, l'âge, l'instruction, la profession) pour expliquer la mobilité. De nombreuses études (Stone, 1974) ont démontré la grande "sélectivité" de la mobilité, par rapport à ces diverses variables et à quelques autres. Cependant, dans la plupart des cas, on mesure la mobilité en se fondant sur la différence entre les lieux de résidence d'un répondant au début et à la fin de la période de migration considérée (voir Shryock, 1964; Stone, 1969; George, 1970; Long, 1970). Les pages qui suivent montreront que l'allure générale des facteurs de mobilité mise en lumière par les données du recensement de 1961 reste la même dans les nouvelles données sur le nombre de déplacements intermunicipaux.

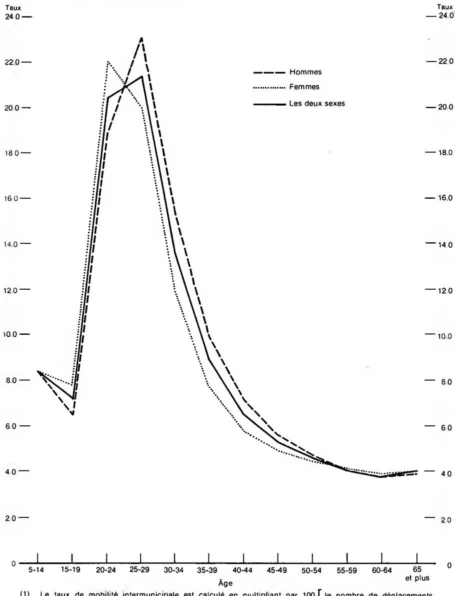
2.3.1. Variations selon le sexe et l'âge

Le taux de mobilité intermunicipale des hommes était à peine différent de celui des femmes pour la période 1966 - 1971, à savoir 10 % et 9 % respectivement. Il existe cependant des écarts marqués entre les taux des divers groupes d'âge, dont le genre correspond à ce que l'on attend d'autres types de données sur la mobilité. Les taux atteignent leur sommet chez les jeunes adultes et diminuent dans les groupes d'âge inférieurs et supérieurs:ainsi, les taux maximums ont été enregistrés dans les groupes de 25 - 29 ans pour les hommes et de 20 - 24 ans pour les femmes, et dépassent le double de ceux des groupes totaux d'hommes et de femmes. Chez les moins de 20 ans, les taux sont légèrement inférieurs à la moyenne de la population totale et au-dessus de 54 ans, les taux sont inférieurs à la moitié de cette moyenne (voir le graphique 2.3).

L'allure de ces écarts entre les groupes d'âge est tellement constante et connue que nous n'avons pas besoin d'en dire plus long. Il faut cependant mentionner que l'âge garde une forte influence sur la mobilité, même lorsqu'on tient compte dans les statistiques d'autres facteurs clés tels que les études en cours et l'emploi (voir le chapitre 3). On peut toutefois soutenir que le rôle apparemment déterminant de cet "effet de l'âge" sur la mobilité n'est en fait que l'expression d'un ensemble de facteurs qui ne sont pas mesurés dans les statistiques du recensement, mais dont l'incidence est surtout concentrée chez les jeunes adultes.

Graphique — 2.3

Taux de mobilité intermunicipale(1), personnes âgées de 5 ans et plus en 1971, selon le sexe et l'âge, Canada 1966-1971



(1) Le taux de mobilité intermunicipale est calculé en multipliant par 100 [le nombre de déplacements intermunicipaux, sauf ceux effectués par les migrants de l'étranger, divisé par (5 X la population déclarante de 1971, sauf les migrants de l'étranger)]. Ce rapport est une estimation très approximative du rapport entre le nombre réel de déplacements intermunicipaux et le nombre maximal possible.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

C'est à cet âge que se produisent de nombreux changements importants qui marquent une étape dans la vie d'une personne: signalons le départ de la maison familiale et l'établissement d'un ménage distinct, la formation d'une famille, l'entrée sur le marché du travail et la poursuite d'études supérieures. Ces événements s'accompagnent souvent de décisions que prend progressivement une personne dans l'espoir d'améliorer son statut social, ou du moins la perception qu'elle en a. Plusieurs de ces changements exigent un déplacement géographique, ou sont facilités par un tel déplacement, et leur concentration au début de la vie adulte fait que l'"effet de l'âge" sur la mobilité semble très fort.

La question du recensement de 1971 portant sur le nombre de déplacements intermunicipaux a fourni de nouveaux renseignements sur le degré de mobilité des **migrants**, c'est-à-dire des personnes qui ont déménagé au moins une fois d'une municipalité à une autre au cours de la période 1966 - 1971. Le groupe des migrants internes résidant au Canada le 1er juin 1966 a déménagé, en moyenne, deux fois au cours de cette période. Il n'y a pas d'écart significatif dans la répartition par âge du nombre moyen de déplacements par migrant. Par contre, les hommes de 20 - 29 ans ont effectué une moyenne de presque trois déplacements intermunicipaux: en effet, 24 % des migrants internes masculins ont effectué trois déplacements intermunicipaux ou plus de 1966 - 1971, contre 22 % pour les femmes. Plus de 38 % des migrants internes masculins âgés de 20 - 29 ans, et plus de 32 % des migrants internes féminins du même groupe d'âge, ont changé au moins trois fois de municipalité de résidence au cours de la période étudiée. Près de 16 % des migrants internes masculins âgés de 20 - 29 ans ont effectué au moins cinq déplacements intermunicipaux.

Les immigrants qui résidaient à l'extérieur du Canada au 1er juin 1966 ont déménagé, en moyenne, à peu près le même nombre de fois que les migrants internes; la moyenne de leurs déplacements se situait légèrement au-dessous de celle du reste de la population. En arrondissant au nombre entier le plus proche, les deux groupes présentaient une moyenne de deux déplacements intermunicipaux par personne. Par ailleurs, on n'a constaté qu'un léger sommet en ce qui concerne les jeunes adultes (surtout de 20 - 29 ans) des deux groupes.

2.3.2. Variations selon l'état matrimonial et la langue maternelle

Les données du recensement de 1971 confirment l'hypothèse selon laquelle les modifications de l'état matrimonial auraient tendance à être étroitement liées à la mobilité intermunicipale[3]. Le tableau 2.2 indique que parmi les cinq groupes définis selon la date du mariage (pour la population âgée de 15 ans et plus), ceux qui se sont mariés après le 1er juin 1966, et qui ont donc modifié leur état matrimonial au cours de la période de migration étudiée, avaient de loin le taux de mobilité intermunicipale le plus élevé. Si l'on prend toutes les personnes âgées de 15 ans et plus, le taux de mobilité du sous-groupe ayant modifié son état matrimonial après le début de la période considérée est plus du double de celui de

Voir note(s) à la page 55.

l'ensemble. L'écart est particulièrement prononcé dans le cas des personnes mariées vivant avec leur conjoint en 1971; le taux de mobilité intermunicipale du sous-groupe composé des personnes qui se sont mariées pour la première fois après le 1er juin 1966 est plus de trois fois supérieur à celui des personnes mariées pour la première fois avant le 1er juin 1966.

TABLEAU 2.2. Taux de mobilité intermunicipale[1], population âgée de 15 ans et plus en 1971, selon l'état matrimonial, le sexe et l'âge, Canada, 1966-1971

(Ne comprend pas les personnes qui résidaient à l'extérieur du Canada au 1er juin 1966)

Âge	État matrimonial					
	Total	Céliba-taire	Marié, conjoint présent		Autres[2]	
			Premier mariage avant le 1er juin 1966	Premier mariage après le 1er juin 1966	Premier mariage avant le 1er juin 1966	Premier mariage après le 1er juin 1966
	pourcentage					
	Hommes					
15 ans et plus	10	10	7	26	10	24
20-29 ans	21	15	21	29	30	26
30-44 ans	11	11	9	19	18	23
	Femmes					
15 ans et plus	9	9	7	26	7	25
20-29 ans	21	15	17	27	28	29
30-44 ans	8	10	7	19	13	20

[1] Voir la note (1) du graphique 2.3.
[2] Comprend les personnes mariées dont le conjoint est absent, les personnes séparées, divorcées ou veuves.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

Les différences d'âge entre ceux qui se sont mariés avant et après le 1er juin 1966 sont en partie responsables de cet important écart. Pour le groupe des 20 - 29 ans, par exemple, le taux de mobilité intermunicipale de ceux qui se sont mariés après le 1er juin 1966 et habitaient toujours avec leur conjoint au 1er juin 1971, était sensiblement inférieur au double de celui du sous-groupe correspondant des gens mariés avant le 1er juin 1966.

Parmi les groupes d'âge ayant une plus forte propension à changer de domicile, on a constaté des taux de mobilité régulièrement supérieurs à la moyenne chez les personnes qui avaient déjà été mariées mais ne vivaient plus avec leur conjoint lors du recensement de 1971. Seules les personnes mariées après le 1er juin 1966 et vivant encore avec leur conjoint avaient des taux de mobilité à peu près aussi élevés (voir le tableau 2.2). Quant aux personnes célibataires, elles avaient généralement des taux de mobilité inférieurs à ceux des non-célibataires qui n'habitaient plus avec leur conjoint. Les données de 1971 ne confirment donc pas l'opinion préconçue voulant que les célibataires soient "libres comme le vent". En effet, dans les groupes d'âge où la propension à fonder une famille est la plus forte, les personnes célibataires au 1er juin 1966 et au 1er juin 1971 présentaient de loin les plus faibles taux de mobilité intermunicipale. Chez les personnes un peu plus âgées (30 - 44 ans), la mobilité des célibataires était à peine supérieure à celle des gens mariés avant le 1er juin 1966 et habitant toujours avec leur conjoint. Le taux de mobilité intermunicipale de ces deux groupes était seulement égal ou inférieur à la moyenne.

En somme, on peut supposer que l'état matrimonial d'une personne à un moment donné n'influe pas sensiblement sur sa propension psychologique à la mobilité géographique. Il reste qu'une modification de l'état matrimonial entraîne souvent un déplacement ou du moins, a un certain lien avec la mobilité géographique. Le mariage donne généralement lieu à un déplacement géographique pour les groupes d'âge (celui du chef de famille) où la taille de la famille a tendance à se modifier considérablement, par exemple, lorsque des enfants viennent s'y ajouter. La relation entre l'état matrimonial et la mobilité géographique est donc complexe; elle dépend des modifications de l'état matrimonial et de certains facteurs secondaires.

La langue maternelle, comme l'état matrimonial, ne devrait généralement pas avoir une incidence sur la propension psychologique d'une personne à être mobile. Cependant, les possibilités objectives des membres d'un groupe à améliorer leur statut social, et à la perception qu'ils ont de ces possibilités, peuvent varier considérablement selon la langue maternelle. Étant donné que la mobilité géographique est souvent utilisée comme moyen de monter dans l'échelle sociale, il est possible que les taux de mobilité intermunicipale de certains groupes (définis par la langue maternelle) aient tendance à être extrêmement élevés ou extrêmement faibles. De plus, la perception qu'a le migrant éventuel des possibilités de s'installer dans une région et de pouvoir s'intégrer à une collectivité semblable à la sienne (c'est-à-dire comprenant des personnes aux antécédents analogues), est aussi modelée par la répartition géographique des communautés qui comprennent

un nombre suffisant de personnes d'une langue maternelle donnée. Par conséquent, il n'est pas étonnant qu'au Canada, la mobilité intermunicipale la plus élevée se retrouve dans le groupe de langue maternelle anglaise.

Parmi cinq groupes définis selon la langue maternelle, celui de langue maternelle anglaise dominait au chapitre de la mobilité intermunicipale pour la période 1966 - 1971 (voir le tableau 2.3). Dans le groupe d'âge où les taux de mobilité sont les plus élevés (20 - 34 ans), le taux de mobilité intermunicipale du groupe de langue maternelle anglaise était supérieur d'au moins cinq points à celui des autres groupes. La mobilité intermunicipale ne variait pas beaucoup dans tous ces autres groupes.

TABLEAU 2.3. Taux de mobilité intermunicipale[1], population âgée de cinq ans et plus, selon la langue maternelle, le sexe et l'âge, Canada, 1966 - 1971

(Ne comprend pas les personnes qui résidaient à l'extérieur du Canada au 1er juin 1966)

Âge	Langue maternelle					
	Total	Anglais	Français	Certaines langues européennes[2]	Langues: indiennes et eskimos	Toutes les autres
	pourcentage					
	Hommes					
5 ans et plus	10	11	8	7	8	7
20 - 34 ans	19	22	15	15	13	15
35 - 44 ans	9	9	8	7	9	9
	Femmes					
5 ans et plus	9	10	8	6	9	6
20 - 34 ans	18	21	15	13	15	12
35 - 44 ans	7	7	6	5	8	6

[1] Voir la note (1) du graphique 2.3.
[2] Allemand, italien, néerlandais, ukrainien et polonais.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

2.3.3. Variations selon le niveau de scolarité et la profession

Selon les catégories de niveau de scolarité définies au graphique 2.4, il apparaît que le niveau de mobilité intermunicipale s'accroît proportionnellement au niveau d'instruction. Pour les hommes comme pour les femmes de 15 ans et plus, le taux de mobilité intermunicipale augmente régulièrement, à partir du groupe des personnes ayant moins de neuf années d'études jusqu'à celui des diplômés universitaires. La mobilité intermunicipale est généralement beaucoup plus grande chez les personnes titulaires d'un diplôme d'études collégiales que chez celles qui ont moins de neuf années d'études. On observe fondamentalement le même phénomène pour chacun des deux groupes d'âge clés, soit ceux de 20 - 29 ans et de 30 - 44 ans. Les diplômés universitaires qui ont entre 20 - 29 ans ont un taux de mobilité intermunicipale exceptionnellement élevé (35 % pour les hommes et 32 % pour les femmes). Il faut toutefois souligner que la mobilité des personnes détenant un diplôme d'études collégiales était probablement liée au fait qu'ils doivent changer de domicile lorsqu'ils quittent la maison familiale pour se rendre à l'université, puis entrer dans le monde du travail.

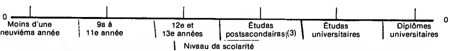
En ce qui concerne les groupes définis selon la profession, les Forces armées et deux groupes surtout constitués de "professionnels" ont généralement été les plus mobiles de 1966 - 1971 (voir le tableau 2.4). Chez les hommes, les deux groupes de "professionnels" regroupaient: 1. les professions de l'enseignement et secteurs connexes, et 2. celles des secteurs technique, social, religieux, artistique et apparentés; chez les femmes, les groupes correspondants étaient: 1. les professions de l'enseignement et secteurs connexes, et 2. celles de la médecine et de la santé. Parmi les professions dont la mobilité intermunicipale était la plus faible, on a trouvé notamment: 1. celles de l'agriculture, de l'horticulture et de l'élevage, 2. celles du traitement des matières premières, 3. celles de l'usinage des matières premières, de la fabrication, du montage et de la réparation des produits finis, 4. celles du travail administratif et secteurs connexes, et 5. celles des transports.

Les données présentées au graphique 2.4 et au tableau 2.4 corroborent l'hypothèse voulant que l'instruction et la profession soient des facteurs déterminants de la mobilité géographique. Le niveau de scolarité d'une personne peut influer directement sur sa propension à la mobilité puisqu'il agit sur son désir et sur des possibilités de s'adapter à divers milieux socio-culturels. Plus le niveau d'études d'une personne est élevé, plus elle a tendance à désirer qu'il y ait des changements dans son environnement socio-culturel et à les accepter facilement. Le niveau d'instruction devrait aussi être mis en correspondance directe avec le désir d'améliorer son statut social, ou du moins la perception qu'on en a; or, la tendance à chercher de nouvelles possibilités, recherche qui implique souvent un déplacement géographique, s'accroît proportionnellement à l'importance du désir d'avancement social.

Graphique — 2.4

Taux de mobilité intermunicipale(1), personnes âgées de 15 ans et plus en 1971, ne fréquentant aucun établissement d'enseignement en 1971(2), selon le niveau de scolarité, le sexe et l'âge, Canada 1966-1971

(Ne comprend pas les personnes qui résidaient à l'extérieur du Canada le 1er juin 1966)



(1) Voir la note (1) du graphique 2.3.
(2) Il s'agit des personnes qui n'ont pas du tout fréquenté d'établissement d'enseignement au cours de l'année scolaire 1970-71. Cette définition s'applique à tous les tableaux et graphiques qui emploient "ne fréquentant aucun établissement d'enseignement en 1971".
(3) Non universitaires.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

TABLEAU 2.4. Taux de mobilité intermunicipale[1], population âgée de 15 ans et plus en 1971, ayant travaillé en 1970, selon le sexe, l'âge et la profession, Canada, 1966-1971

(Ne comprend pas les personnes qui résidaient à l'extérieur du Canada au 1er juin 1966)

Profession	Hommes			Femmes		
	15 ans et plus	20-34 ans	35-44 ans	15 ans et plus	20-34 ans	35-44 ans
	pourcentage					
Total	11	20	8	11	19	7
Direction, administration et profession connexes	12	25	10	10	18	7
Enseignement et secteurs connexes	20	26	13	17	24	9
Médecine et santé	12	23	9	17	25	9
Professions des domaines technique, social, religieux et artistique, et secteurs connexes	17	26	11	15	24	9
Travail administratif et secteurs connexes	10	17	7	12	18	6
Certains employés des ventes[2]	12	21	9	12	20	7
Autres employés des ventes	10	19	8	8	17	7
Militaires des Forces Armées	29	39	23	34	41	20
Autres employés des services	10	20	9	11	21	8
Agriculture, horticulture et élevage	5	11	4	4	11	3
Autres employés du secteur primaire[3]	13	21	9	11	17	5
Traitement des matières premières	9	16	6	8	14	5
Usinage, fabrication, montage et réparation de produits finis	10	18	7	8	13	6
Construction	11	20	8	12	18	8
Transports	11	20	8	10	18	5
Activités non classées ailleurs	10	18	8	10	16	6

1 Voir la note (1) à du graphique 2.3.

2 Comprend les vendeurs et conseillers techniques, les commis voyageurs, les vendeurs itinérants et de porte-à-porte, les camelots, les vendeurs et agents d'assurance et les livreurs.

3 Comprend les pêcheurs, chasseurs, trappeurs et activités apparentées, les emplois dans l'exploitation forestière, les mines et les carrières, y compris les puits de pétrole et de gaz naturel.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

Les possibilités d'emploi sont réparties différemment selon le niveau de scolarité et la profession. Pour certains emplois, le marché du travail est un marché presque national, alors que pour d'autres, il se limite à un petit secteur. Ainsi, certaines personnes ont tendance à être professionnellement "attachées" à un endroit particulier, à cause de leur dépendance à l'égard d'une clientèle locale régulière, qui est longue à se former, ou à cause de normes fixées par leurs collègues de travail (par exemple, règlements des syndicats). Dans d'autres types d'emplois, la mobilité est normale et constitue souvent un atout important pour

une carrière. Les différences systématiques relevées dans les taux de mobilité des groupes définis selon le niveau de scolarité et la profession viennent donc appuyer les hypothèses générales sur la mobilité qui se dégagent des théories et des recherches existantes sur la migration.

Lorsqu'on cherche à interpréter comment varie la mobilité entre les groupes de professions et de niveaux d'études différents, il convient de se rappeler que les recensés n'ont indiqué que le niveau d'études qu'ils avaient à la fin de la période de cinq ans, et que l'emploi qu'ils occupaient à cette date. Il est donc très difficile de tirer des conclusions fermes à propos de l'incidence de la profession ou de l'instruction sur la tendance à la mobilité. Ainsi, la mobilité géographique mise en évidence par le recensement était peut-être en grande partie liée à la mobilité professionnelle, et l'emploi qu'occupaient certains répondants en 1971 n'était pas le même que celui qu'ils occupaient lors de leur migration. Cependant, lorsqu'on considère divers groupes d'âge dont les niveaux de mobilité professionnelle sont très différents, on constate tout de même des écarts fondamentalement semblables entre les taux de mobilité de certains groupes professionnels particuliers. Cette similitude confirme l'hypothèse selon laquelle la profession exerce une certaine influence sur la mobilité géographique.

On relève à peu près la même chose en ce qui concerne le niveau de scolarité. Dans les groupes où il y a le plus de gens qui commencent ou terminent leurs études postsecondaires, la mobilité intermunicipale était exceptionnellement élevée. Par ailleurs, chez les personnes beaucoup plus âgées, dont le taux de mobilité selon le niveau d'études était très faible entre 1966 et 1971, les différences déterminées par l'instruction avaient tendance à se ressembler. Le tableau et le graphique 2.4 présentent certaines données relatives aux différents groupes d'âge. (Voir Stone, 1969, chapitre 3, pour des explications connexes fondées sur les données du recensement de 1961.)

En résumé, le degré de mobilité intermunicipale calculé pour l'ensemble de la population déclarante équivalait à environ 10 % du chiffre maximal possible. Plusieurs sous-groupes importants avaient un niveau de mobilité intermunicipale nettement supérieur ou inférieur. Par exemple, la mobilité du groupe des jeunes adultes était deux fois plus élevée que la moyenne générale; les jeunes adultes mariés et vivant avec leur conjoint, ceux de langue maternelle anglaise et ceux appartenant à certains groupes professionnels, ont affiché une mobilité encore plus grande. On a ainsi constaté des taux de mobilité exceptionnellement élevés chez les jeunes diplômés universitaires qui avaient terminé leurs études au moment du recensement de 1971. Cependant, ces taux très caractéristiques peuvent avoir été liés au fait que ces jeunes ont effectué leurs études universitaires dans une municipalité distincte de celle où ils résidaient habituellement au cours de la période 1966 - 1971.

2.3.4. La mobilité intermunicipale des immigrants récents

Il est préférable de traiter séparément le cas des personnes qui ont immigré au Canada entre 1966 et 1971, car les chiffres relatifs à ce groupe ne sont pas

comparables à ceux des personnes résidant au Canada le 1er juin 1966. Ce dernier groupe comprend un pourcentage important de non-migrants (personnes qui n'ont jamais changé de municipalité de résidence entre 1966 et 1971), qui sont compris dans les données des sections 2.3.1 - 2.3.3. Par contre, le groupe des récents immigrants se compose entièrement de personnes qui ont effectué une migration intermunicipale lorsqu'ils sont entrés au Canada, entre le 1er juin 1966 et le 1er juin 1971.

Il est important aussi de souligner qu'un grand nombre de ces nouveaux immigrants n'ont pas résidé au Canada pendant la totalité de la période de cinq ans[4]; le taux de mobilité intermunicipale de ce groupe doit donc être calculé un peu différemment de celui des personnes qui résidaient au Canada le 1er juin 1966. Bref, le fait que les taux présentés dans cette section soient généralement supérieurs à ceux des sections 2.3.1 - 2.3.3 n'implique pas que les nouveaux immigrants aient une propension psychologique intrinsèquement plus forte à la mobilité. Nous allons étudier ici brièvement les différences démographiques et socio-économiques qui existent à l'intérieur de ce groupe des nouveaux immigrants, en ce qui concerne la mobilité intermunicipale.

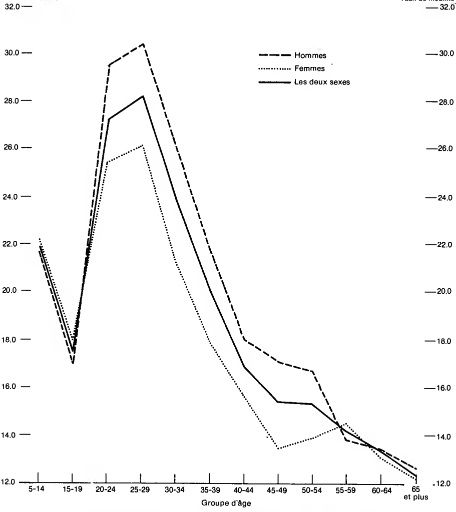
Les données du recensement de 1971 ne nous permettent pas de calculer un taux de mobilité approprié pour l'ensemble de la sous-population qui a immigré au Canada entre le 1er juin 1966 et le 1er juin 1971. Il faut tenir compte de l'année d'immigration, de façon à considérer la période de temps pendant laquelle un immigrant a réellement pu être mobile à l'intérieur du Canada. On n'a recueilli des données sur l'année d'immigration que pour les personnes nées à l'étranger, et non pas pour toutes celles qui avaient émigré du Canada avant le 1er juin 1966; or ces dernières, dont beaucoup sont nées au Canada, représentaient 22 % du total estimé des immigrants de la période 1966 - 1971. Les tableaux indiquant les taux de mobilité intermunicipale des immigrants **ne portent donc que sur les personnes nées à l'étranger qui ont immigré au Canada pour la première fois entre le 1er juin 1966 et le 1er juin 1971**, que nous appellerons "nouveaux immigrants nés à l'étranger" pour des raisons pratiques.

Au cours de la période 1966 - 1971, on a observé que le taux de mobilité intermunicipale des nouveaux immigrants nés à l'étranger était supérieur de 23 % au maximum approximatif. Ce taux a tendance à s'accroître à mesure que l'on s'approche des groupes constitués de jeunes adultes (voir le graphique 2.5), mais cette tendance est loin d'être aussi marquée qu'elle l'est pour le reste de la population canadienne. En général, il y a moins de variations du taux de mobilité dans les groupes d'âge constitués de nouveaux immigrants nés à l'étranger que dans le reste de la population canadienne. Les hommes âgés de 25 - 29 ans avaient le taux le plus élevé (30 %) et ceux de 65 ans et plus le plus faible (12 %).

Voir note(s) à la page 55.

Graphique — 2.5

Taux de mobilité intermunicipale(1), personnes nées à l'étranger et âgées de 5 ans et plus en 1971, ayant immigré au Canada pour la première fois entre le 1er juin 1966 et le 1er juin 1971, selon le sexe et l'âge, Canada 1966-1971



(1) Le numérateur du taux calculé pour les immigrants est le même que celui employé au tableau 2.5, soit le nombre total de **déplacements** intermunicipaux. Le dénominateur doit cependant tenir compte des différences dans le nombre d'années que les divers immigrants ont vécu au Canada, selon l'année où ils sont arrivés au pays. Dans la présente étude, ces différences ont été évaluées grossièrement. On a supposé que la date moyenne d'arrivée de toutes les personnes ayant déclaré avoir immigré au cours d'une période donnée se situait au milieu de cette période. Pour déterminer le dénominateur, le nombre total de ces personnes a été multiplié par le nombre d'années qui se sont écoulées entre le milieu de la période en question et le 1er juin 1971. Ainsi, si "I_t" représente le nombre total d'immigrants ayant déclaré être arrivés au cours de la période t (en général une année civile), le dénominateur est donné par la formule suivante:

$$\left[(4.75 \times I_{66}) + (3.50 \times I_{67\text{-}68}) + (2 \times I_{69}) + (I_{70}) + (0.25 \times I_{71})\right]$$

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

Il convient d'ajouter quelques commentaires sur la mobilité relative des immigrants et des non-immigrants, afin de mettre en évidence le fait que les taux du graphique 2.5 ne sont pas comparables à ceux du graphique 2.3, qui porte sur les résidents canadiens (à compter du 1er juin 1966). Comme nous l'avons mentionné plus haut, la base de population qui a servi à calculer les taux du graphique 2.3 comprend les non-migrants, alors que celle utilisée pour le calcul des taux du graphique 2.5 se compose entièrement de migrants. Tous les immigrants étaient des migrants intermunicipaux pour la période 1966 - 1971, du fait de leur entrée au Canada entre le 1er juin 1966 et le 1er juin 1971. Pour ramener les taux de mobilité interne des immigrants et des non-immigrants sur une base comparable, on peut déduire le nombre des non-migrants du dénominateur des taux calculés pour les résidents canadiens en 1966 (bien que cela ne soit pas tout à fait suffisant). Le tableau 2.5 donne les résultats de cette opération.

TABLEAU 2.5. Taux de mobilité intermunicipale, migrants qui résidaient au Canada en 1966 et personnes nées à l'étranger qui sont arrivées au Canada pour la première fois en 1966, selon le sexe et l'âge, Canada, 1966 - 1971

Âge	Migrants qui résidaient au Canada le 1er juin 1966[1]			Personnes nées à l'étranger et arrivées au Canada pour la première fois en 1966[2]		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
	pourcentage					
5 ans et plus	39	40	38	38	39	38
5 - 14 ans	36	36	36	39	38	39
15 - 19 "	37	36	37	34	34	34
20 - 24 "	50	53	47	40	40	39
25 - 29 "	47	50	44	44	46	42
30 - 34 "	39	41	37	41	42	39
35 - 39 "	36	37	34	37	38	36
40 - 44 "	34	35	33	35	35	34
45 - 49 "	33	34	32	33	35	31
50 - 54 "	33	34	32	33	34	31
55 - 59 "	32	33	32	30	31	30
60 - 64 "	32	32	31	30	29	31
65 ans et plus	31	31	31	30	28	30

[1] Le taux de mobilité intermunicipale de ce groupe a été calculé en multipliant par 100 le nombre de déplacements intermunicipaux divisé par cinq fois le nombre de migrants intermunicipaux, en ne tenant compte que des personnes qui résidaient au Canada le 1er juin 1966.

[2] Les données présentées dans ces colonnes ne portent que sur les personnes nées à l'étranger qui sont arrivées au Canada pour la première fois en 1966, après le 1er juin. Le taux de mobilité intermunicipale de ce groupe a été calculé en multipliant par 100 le nombre de déplacements intermunicipaux, divisé par cinq fois le nombre d'immigrants entrés au Canada pour la première fois en 1966. Le fait d'immigrer au Canada a été compté dans le "nombre de déplacements intermunicipaux", contrairement à ce qui a été fait au tableau 2.9.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

La population de chaque pays se compose d'une fraction géographiquement mobile et d'une autre pratiquement immobile; ces deux groupes sont parfois appelés "personnes ayant déménagé" et "sédentaires". Les immigrants font partie de la fraction mobile de la population du pays qu'ils ont quitté pour venir s'établir au Canada. Lorsqu'on compare la mobilité des immigrants de 1966 - 1971 à celle de l'ensemble des résidents canadiens au 1er juin 1966, on compare en fait une partie de la fraction mobile d'une population (celle des pays d'où viennent les immigrants) à l'ensemble (fractions mobile et immobile) d'une autre population. Une telle comparaison est stérile et ne nous permet pas de savoir si les immigrants viennent d'une population plus mobile que la population canadienne. On peut mieux apprécier le phénomène en comparant les immigrants aux migrants internes (une partie de la fraction mobile de la population canadienne de 1966). Pour améliorer la base de comparaison, le déménagement de l'étranger au Canada devrait être compris dans le nombre de déplacements intermunicipaux des immigrants; de plus, on doit tenir compte des immigrants arrivés seulement en 1966, après le 1er juin. C'est cette méthode qui a permis de calculer les trois dernières colonnes du tableau 2.5. Dans le graphique 2.5, on a pris en compte le déménagement au Canada.

Lorsqu'on étudie les sous-groupes en question et leur taux de mobilité intermunicipale, on constate qu'il y a peu de différence entre le taux de mobilité des résidents canadiens au 1er juin 1966 (migrants internes) et celui des immigrants nés à l'étranger qui sont arrivés en 1966 (après le 1er juin). Le tableau 2.5 indique que pour toute la population de cinq ans et plus, les taux des résidents canadiens sont supérieurs d'environ un point à ceux des immigrants définis précédemment. Dans les groupes d'âge de 20 - 29 ans, qui sont responsables de la plus grande partie des déplacements, les taux des migrants internes sont considérablement supérieurs à ceux des immigrants.

Cette comparaison montre bien que la notion répandue selon laquelle les personnes nées à l'étranger sont plus mobiles que celles nées au Canada aurait besoin d'être plus étayée; en effet, en faisant cette affirmation, on néglige souvent de distinguer clairement les populations de base à partir desquelles on compare les taux de mobilité des étrangers et des personnes nées au Canada. Le tableau 2.6 donne plus de détails à ce sujet. Il porte entièrement sur la population qui résidait au Canada le 1er juin 1966 et distingue les personnes nées au Canada de celles nées à l'étranger: en général, les taux de mobilité intermunicipale des premières sont plus élevés que ceux des dernières. Cela se manifeste clairement dans le groupe d'âge de 20 - 34 ans, où la mobilité est la plus grande. Cependant, les adolescents et les enfants nés à l'étranger ont des taux légèrement supérieurs à ceux nés au Canada.

Si l'on veut comparer de façon valable la mobilité des immigrants nés à l'étranger et arrivés après le 1er juin 1966, et celle du reste de la population canadienne en 1971, il est préférable de ne considérer que les personnes qui se sont déplacées au moins une fois de 1966 - 1971; dans ce cas les immigrants récents ont des taux de mobilité intermunicipale plus faibles. De plus, si l'on

prend la population qui résidait au Canada au 1er juin 1966, on peut comparer les taux de mobilité des personnes nées à l'étranger et au Canada. Les personnes nées à l'étranger enregistrent encore des taux inférieurs à ceux des personnes nées au Canada.

TABLEAU 2.6. Taux de mobilité intermunicipale[1] de la population âgée de 15 ans et plus, qui résidait au Canada le 1er juin 1966, selon le lieu de naissance, le sexe et l'âge, Canada, 1966 - 1971

Âge	Personnes nées au Canada			Personnes nées à l'étranger		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
	pourcentage					
5 ans et plus	10	10	10	7	8	7
5 - 14 ans	8	8	8	12	12	12
15 - 19 "	7	6	8	8	8	9
20 - 24 "	21	19	22	16	16	17
25 - 29 "	22	23	20	19	22	17
30 - 34 "	14	15	12	12	14	10
35 - 39 "	9	10	8	9	10	8
40 - 44 "	6	7	6	7	7	6
45 - 49 "	5	6	5	5	6	5
50 - 54 "	4	5	4	5	5	5
55 - 59 "	4	4	4	4	4	4
60 - 64 "	4	4	4	4	4	4
65 ans et plus	4	4	4	4	4	4

[1] Voir la note (1) du graphique 2.3.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

2.4. La population hypermobile

Il est particulièrement intéressant d'étudier le comportement des personnes qui déménagent fréquemment d'une ville à l'autre. Dans les pages qui suivent, nous qualifions d'"hypermobiles" les personnes qui ont changé de municipalité de résidence au moins trois fois de 1966 - 1971; on peut donc dire qu'elles ont généralement déménagé environ une fois tous les 18 mois. Un tel taux de mobilité géographique est exceptionnel, comme peuvent en témoigner tous ceux qui possèdent beaucoup de meubles. Dans les paragraphes qui suivent, nous verrons que les gens qui changent aussi souvent de domicile sont principalement des jeunes adultes, bien que tous les groupes d'âge comprennent un certain nombre de cas d'hypermobilité.

TABLEAU 2.7. Répartition de la population âgée de cinq ans et plus en 1971, selon le lieu de résidence en 1966, le nombre de déplacements intermunicipaux et l'âge, Canada, 1966-1971

Âge	Personnes résidant au Canada le 1er juin 1966 — Nombre de déplacements intermunicipaux au cours des cinq dernières années						
	Total	Aucun	Un	Deux	Trois	Quatre	Cinq ou plus
	pourcentage						
	Répartition selon le nombre de déplacements intermunicipaux						
5 ans et plus	100[1]	76	12	6	3	1	2
5-14 ans	100	77	13	6	2	1	1
15-19 "	100	81	11	4	2	1	1
20-24 "	100	59	16	10	6	3	6
25-29 "	100	54	18	13	7	3	5
30-34 "	100	66	17	9	4	2	2
35-39 "	100	75	14	6	3	1	1
40-44 "	100	81	12	5	2	1	1
45-49 "	100	84	10	4	1	--	1
50-54 "	100	86	9	3	1	--	--
55-59 "	100	87	8	3	1	--	--
60-64 "	100	88	8	2	1	--	--
65 ans et plus	100	87	9	2	1	--	--
	Répartition selon l'âge						
5 ans et plus	100	100	100	100	100	100	100
5-14 ans	23	23	24	23	21	19	15
15-19 "	11	11	10	8	8	7	7
20-24 "	9	7	12	16	20	25	33
25-29 "	8	5	11	16	19	22	22
30-34 "	6	5	9	10	10	9	8
35-39 "	6	6	7	7	6	5	4
40-44 "	6	7	6	5	4	3	3
45-49 "	6	7	5	4	3	3	2
50-54 "	5	6	4	3	2	2	2
55-59 "	5	6	3	2	2	1	1
60-64 "	4	5	3	2	1	1	1
65 ans et plus	9	10	6	4	3	2	2

Voir note(s) à la fin du tableau.

TABLEAU 2.7. Répartition de la population âgée de cinq ans et plus en 1971, selon le lieu de résidence en 1966, le nombre de déplacements intermunicipaux et l'âge, Canada, 1966-1971 – fin

Âge	Personnes résidant à l'extérieur du Canada le 1er juin 1966 — Nombre de déplacements intermunicipaux au cours des cinq dernières années						
	Total	Aucun	Un	Deux	Trois	Quatre	Cinq ou plus
	pourcentage						
	Répartition selon le nombre de déplacements intermunicipaux						
5 ans et plus	100[1]	61	20	9	5	2	2
5-14 ans	100	58	22	10	6	2	2
15-19 "	100	67	18	8	4	1	2
20-24 "	100	64	17	8	5	2	4
25-29 "	100	57	20	10	6	3	4
30-34 "	100	58	21	11	6	2	3
35-39 "	100	60	22	10	5	2	2
40-44 "	100	62	21	9	4	2	1
45-49 "	100	65	21	8	4	1	1
50-54 "	100	66	19	9	4	1	2
55-59 "	100	69	19	7	3	1	1
60-64 "	100	72	18	6	2	1	1
65 ans et plus	100	73	17	5	2	1	1
	Répartition selon l'âge						
5 ans et plus	100	100	100	100	100	100	100
5-14 ans	19	18	21	21	21	18	14
15-19 "	7	8	6	6	5	5	5
20-24 "	14	15	12	13	14	15	21
25-29 "	19	18	19	21	23	27	30
30-34 "	14	13	14	15	15	16	14
35-39 "	9	8	9	9	9	7	6
40-44 "	6	6	6	6	5	5	3
45-49 "	4	4	4	3	3	3	2
50-54 "	2	3	2	2	2	2	2
55-59 "	2	2	2	1	1	1	1
60-64 "	2	2	1	1	1	1	1
65 ans et plus	3	4	3	2	1	1	2

[1] La somme des pourcentages peut ne pas être égale à 100, les chiffres ayant été arrondis.
-- Désigne un pourcentage inférieur à 0.5.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

2.4.1. L'hypermobilité chez les jeunes adultes

Le tableau 2.7 indique que l'hypermobilité des jeunes adultes est maximale autour des premières années de vie active et de formation d'une famille. On constate que les groupes d'âge de 20 - 24, 25 - 29 et 30 - 34 ans comprennent un nombre important de personnes ayant déménagé deux fois ou plus. Par exemple, le pourcentage des personnes qui ont effectué au moins deux déplacements intermunicipaux au cours de la période 1966 - 1971 est de 28 % pour les personnes de 25 - 29 ans, de 25 % pour les 20 - 24 ans et de 17 % pour les 30 - 34 ans. À titre de comparaison, seulement 12 % de l'ensemble de la population déclarante a changé de ville au moins deux fois. En outre, environ les trois quarts de l'ensemble de la population sont restés dans la même ville au cours de la période de cinq ans, contre à peine plus de la moitié des jeunes de 25 - 29 ans.

Le tableau 2.7 indique qu'il y a une concentration extrêmement forte de personnes hypermobiles dans le groupe des jeunes adultes de 20 - 29 ans; ceux-ci représentaient 17 % de la population déclarante et 47 % et 39 % des personnes ayant déménagé quatre et cinq fois respectivement. À l'autre extrême, on ne comptait que 12 % de personnes de 20 - 29 ans qui n'aient pas effectué un seul déplacement intermunicipal au cours de la période. Comme l'avaient déjà suggéré les recherches fondées sur le recensement de 1961, il est évident que la mobilité est extrêmement élevée dans les premières années de vie active et de formation d'une famille (voir Stone, 1969, chapitre 3).

Les immigrants qui résidaient à l'extérieur du Canada au 1er juin 1966 constituent aussi une fraction plutôt mobile de la population canadienne (voir le tableau 2.7). Environ 39 % d'entre eux ont changé au moins une fois de municipalité de résidence depuis leur arrivée au Canada. Si l'on veut expliquer pourquoi une proportion relativement importante de ces immigrants ont effectué au moins un déplacement intermunicipal depuis leur arrivée au Canada, il faut se rappeler que ce groupe se compose entièrement de migrants, alors que le groupe des résidents canadiens en 1966 comptait un grand nombre de non-migrants.

2.4.2. État matrimonial et hypermobilité

Parmi les cinq grands groupes de résidents canadiens (en 1966), définis selon l'état matrimonial et en fonction de la date de mariage (tableau 2.8), le groupe des personnes qui se sont mariées pour la première fois après le 1er juin 1966 a la plus forte tendance à l'hypermobilité. Par exemple, alors que seulement 6 % de la population masculine de 15 ans et plus était hypermobile, on comptait près de 20 % d'hypermobiles chez les hommes qui se sont mariés pour la première fois après le 1er juin 1966 et qui habitaient encore avec leur épouse en 1971. À peu près 19 % des hommes mariés après le 1er juin 1966 mais n'habitant plus avec leur épouse au 1er juin 1971 étaient aussi hypermobiles. Au cours de la période de migration, l'état matrimonial avait changé au moins une fois dans le premier groupe, contre au moins deux dans le second. Quant aux personnes qui étaient célibataires en 1966 comme en 1971, elles n'étaient pas plus sujettes à l'hypermobilité que la moyenne de la population.

TABLEAU 2.8. Répartition de la population âgée de 15 ans et plus en 1971, selon le nombre de déplacements intermunicipaux, le sexe, l'âge et l'état matrimonial, Canada, 1966 - 1971

(Ne comprend pas les personnes qui résidaient à l'extérieur du Canada au 1er juin 1966)

Sexe, âge et état matrimonial	Nombre de déplacements intermunicipaux au cours des cinq dernières années						
	Total	Aucun	Un	Deux	Trois	Quatre	Cinq ou plus
	pourcentage						
	Répartition selon le nombre de déplacements intermunicipaux						
Hommes							
15 ans et plus	100[1]	76	12	6	3	1	2
Célibataire (jamais marié)	100	78	10	5	3	1	3
Premier mariage avant le 1er juin 1966, MCP[2]	100	81	11	5	2	1	1
Premier mariage après le 1er juin 1966, MCP[3]	100	48	19	14	8	4	8
Premier mariage avant le 1er juin 1966, autres[4]	100	75	12	6	3	1	2
Premier mariage après le 1er juin 1966, autres[5]	100	58	13	10	6	3	9
20 - 29 ans	100	59	15	10	6	3	6
Célibataire (jamais marié)	100	72	11	6	4	2	5
Premier mariage avant le 1er juin 1966, MCP[2]	100	54	18	13	7	3	4
Premier mariage après le 1er juin 1966, MCP[3]	100	45	19	15	8	5	9
Premier mariage avant le 1er juin 1966, autres[4]	100	48	15	14	8	5	10
Premier mariage après le 1er juin 1966, autres[5]	100	55	13	10	7	4	10
30 - 34 ans	100	72	15	7	3	1	2
Célibataire (jamais marié)	100	76	10	6	3	1	3
Premier mariage avant le 1er juin 1966, MCP[2]	100	74	15	7	3	1	1
Premier mariage après le 1er juin 1966, MCP[3]	100	56	19	12	6	3	4
Premier mariage avant le 1er juin 1966, autres[4]	100	62	15	10	5	3	5
Premier mariage après le 1er juin 1966, autres[5]	100	56	16	11	7	3	7
Femmes							
15 ans et plus	100[1]	76	13	6	3	1	2
Célibataire (jamais mariée)	100	77	12	5	3	1	2
Premier mariage avant le 1er juin 1966, MCP[2]	100	81	11	5	2	1	1
Premier mariage après le 1er juin 1966, MCP[3]	100	43	23	16	9	4	6
Premier mariage avant le 1er juin 1966, autres[4]	100	81	11	5	2	1	1
Premier mariage après le 1er juin 1966, autres[5]	100	56	13	11	7	5	9
20 - 29 ans	100	54	19	12	7	3	5
Célibataire (jamais mariée)	100	66	16	8	5	2	4
Premier mariage avant le 1er juin 1966, MCP[2]	100	59	18	12	6	3	3
Premier mariage après le 1er juin 1966, MCP[3]	100	41	23	16	9	4	6
Premier mariage avant le 1er juin 1966, autres[4]	100	49	15	14	9	5	9
Premier mariage après le 1er juin 1966, autres[5]	100	52	13	11	8	5	11
30 - 34 ans	100	76	14	6	3	1	1
Célibataire (jamais mariée)	100	76	12	7	3	1	1
Premier mariage avant le 1er juin 1966, MCP[2]	100	78	13	6	2	1	1
Premier mariage après le 1er juin 1966, MCP[3]	100	52	24	13	6	3	3
Premier mariage avant le 1er juin 1966, autres[4]	100	68	14	9	4	2	2
Premier mariage après le 1er juin 1966, autres[5]	100	58	13	14	5	4	4

Voir note(s) à la fin du tableau.

TABLEAU 2.8. Répartition de la population âgée de 15 ans et plus en 1971, selon le nombre de déplacements intermunicipaux, le sexe, l'âge et l'état matrimonial, Canada, 1966-1971 – fin

(Ne comprend pas les personnes qui résidaient à l'extérieur du Canada au 1er juin 1966) – fin

Sexe, âge et état matrimonial	Nombre de déplacements intermunicipaux au cours des cinq dernières années						
	Total	Aucun	Un	Deux	Trois	Quatre	Cinq ou plus
	pourcentage						
	Répartition selon l'état matrimonial						
Hommes							
15 ans et plus	100[1]	100	100	100	100	100	100
Célibataire (jamais marié)	31	32	28	26	29	29	37
Premier mariage avant le 1er juin 1966, MCP[2]	51	54	49	41	35	28	17
Premier mariage après le 1er juin 1966, MCP[3]	10	6	16	24	28	33	35
Premier mariage avant le 1er juin 1966, autres[4]	7	7	7	7	7	7	7
Premier mariage après le 1er juin 1966, autres[5]	1	1	1	1	2	2	3
Femmes							
15 ans et plus	100[1]	100	100	100	100	100	100
Célibataire (jamais mariée)	25	25	24	22	23	23	26
Premier mariage avant le 1er juin 1966, MCP[2]	50	53	45	40	35	30	23
Premier mariage après le 1er juin 1966, MCP[3]	10	6	18	26	30	34	36
Premier mariage avant le 1er juin 1966, autres[4]	14	15	12	12	11	11	11
Premier mariage après le 1er juin 1966, autres[5]	1	1	1	1	2	3	4

[1] La somme des pourcentages peut ne pas être égale à 100, les chiffres ayant été arrondis.
[2] Marié, conjoint présent, premier mariage avant le 1er juin 1966.
[3] Marié, conjoint présent, premier mariage après le 1er juin 1966.
[4] Marié, conjoint absent, personne séparée, veuve ou divorcée, premier mariage avant le 1er juin 1966.
[5] Marié, conjoint absent, personne séparée, veuve ou divorcée, premier mariage après le 1er juin 1966.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publié.

Les personnes mariées qui n'habitaient plus avec leur conjoint au 1er juin 1971 manifestaient une tendance particulière à être plus hypermobiles que la moyenne. Cette tendance n'apparaît pas dans les chiffres sur l'ensemble des groupes de personnes âgées de 15 ans et plus qui se sont mariées avant le 1er juin 1966, mais cette situation est principalement due à la structure quelque peu plus "âgée" de ces groupes. Les données (tableau 2.8) sur les groupes d'âge de 20-29 ans et de 30-34 ans montrent clairement que les personnes qui se sont mariées avant le 1er juin 1966 mais qui n'habitaient plus avec leur conjoint au 1er juin 1971 étaient plus hypermobiles que la moyenne. Comme nous l'avons mentionné plus haut, le groupe correspondant des personnes qui se sont mariées après le 1er juin 1966, présentait des taux d'hypermobilité exceptionnellement élevés.

2.4.3. Niveau de scolarité, profession et hypermobilité

Parmi les différents groupes de résidents canadiens (en 1966) définis selon le niveau de scolarité, les diplômés universitaires ont la plus forte tendance à l'hypermobilité (voir le tableau 2.9). En revanche, les groupes n'ayant pas atteint la neuvième année présentaient le plus fort pourcentage de personnes qui n'ont jamais changé de ville. Dans le groupe clé des 20 - 29 ans, 26 % des hommes titulaires de diplômes universitaires avaient déménagé au moins trois fois au cours de la période 1966 - 1971. Les données indiquent aussi qu'un pourcentage relativement élevé des hommes de 20 - 29 ans ayant suivi un autre type de formation postsecondaire étaient hypermobiles. Parmi les femmes de 20 - 29 ans, l'hypermobilité étaient particulièrement élevée chez celles qui avaient fait des études postsecondaires, et plus particulièrement chez les diplômées universitaires dont 24 % avaient déménagé au moins trois fois au cours de la période 1966 - 1971.

Les études et la mobilité intermunicipale sont aussi liées chez le immigrants récents (personnes qui ont immigré au Canada entre le 1er juin 1966 et le 1er juin 1971). Le tableau 2.9 indique que le niveau de la mobilité intermunicipale à l'intérieur du Canada (après l'arrivée au pays) a nettement tendance à augmenter proportionnellement au niveau d'études, bien que cette tendance ne soit pas aussi constante que dans le cas des personnes qui résidaient au Canada le 1er juin 1966. Ainsi, alors que 69 % des hommes de 15 ans et plus qui n'avaient pas atteint la neuvième année n'ont jamais déménagé après leur arrivée au Canada, environ 55 % des diplômés universitaires ne l'ont jamais fait non plus. Par ailleurs, le pourcentage des nouveaux immigrants ayant effectué au moins deux déplacements était plus élevé chez ceux qui avaient une formation postsecondaire que chez ceux qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires.

Les personnes ayant des emplois "professionnels" et administratifs ont une hypermobilité particulièrement forte (tableau 2.10). De tous les hommes âgés de 20 - 34 ans qui travaillaient en 1970, 14 % avaient effectué au moins trois déplacements intermunicipaux au cours de la période 1966 - 1971. Pour les trois groupes mentionnés précédemment et pour les groupes d'administration, de direction, et de professions apparentées, les pourcentages correspondants variaient entre 17 % et 19 %. Chez les femmes, les "professionnelles" ont aussi tendance à être plus hypermobiles que la moyenne.

En somme, l'hypermobilité a tendance à être concentrée principalement au début de la vie adulte. Au sein même de ce groupe des jeunes adultes, la tendance est particulièrement marquée parmi les gens qui se sont mariés après le 1er juin 1966, chez les personnes ayant un niveau d'instruction relativement élevé et chez certains groupes "professionnels" et de personnel administratif.

TABLEAU 2.9. Répartition du nombre de déplacements intermunicipaux, population âgée de 15 ans et plus en 1971, qui ne fréquentait pas d'établissement d'enseignement au cours de l'année scolaire 1970-71, selon le lieu de résidence en 1966, le sexe, l'âge et le niveau de scolarité, Canada, 1966-1971

Sexe, âge et niveau de scolarité	Personnes résidant au Canada le 1er juin 1966						
	Nombre de déplacements intermunicipaux au cours des cinq dernières années						
	Total	Aucun	Un	Deux	Trois	Quatre	Cinq ou plus
	pourcentage						
Hommes							
15 ans et plus	100[1]	76	12	6	3	1	2
Moins d'une 9e année	100	83	9	4	2	1	1
9e-11e année	100	75	12	6	3	1	2
12e et 13e années	100	71	14	7	4	2	3
Études postsecondaires[2]	100	68	15	8	4	2	3
Études universitaires	100	66	15	8	4	2	4
Diplôme universitaire	100	61	19	10	5	2	3
20-29 ans	100	58	15	11	6	3	7
Moins d'une 9e année	100	67	13	9	5	2	5
9e-11e année	100	60	15	10	6	3	6
12e et 13e années	100	57	16	10	6	4	7
Études postsecondaires[2]	100	52	18	12	7	4	7
Études universitaires	100	49	16	12	8	4	10
Diplôme universitaire	100	35	22	16	10	5	11
30-44 ans	100	73	14	7	3	1	2
Moins d'une 9e année	100	79	10	6	2	1	2
9e-11e année	100	73	14	7	3	1	2
12e et 13e années	100	69	17	8	3	1	2
Études postsecondaires[2]	100	68	17	8	4	1	2
Études universitaires	100	63	19	10	4	2	2
Diplôme universitaire	100	58	22	12	5	2	2
Femmes							
15 ans et plus	100	76	13	6	3	1	2
Moins d'une 9e année	100	83	9	4	2	1	1
9e-11e année	100	75	13	6	3	1	2
12e et 13e années	100	71	15	7	3	1	2
Études postsecondaires[2]	100	67	17	8	4	2	2
Études universitaires	100	65	16	9	5	2	3
Diplôme universitaire	100	60	18	10	5	2	4
20-29 ans	100	53	19	13	7	3	5
Moins d'une 9e année	100	65	15	10	5	2	3
9e-11e année	100	56	18	12	6	3	5
12e et 13e années	100	53	20	12	7	3	4
Études postsecondaires[2]	100	44	22	15	9	4	5
Études universitaires	100	41	20	15	10	5	8
Diplôme universitaire	100	37	23	16	10	5	9
30-44 ans	100	76	14	6	2	1	1
Moins d'une 9e année	100	81	10	5	2	1	1
9e-11e année	100	76	14	6	2	1	1
12e et 13e années	100	74	15	7	3	1	1
Études postsecondaires[2]	100	70	17	8	3	1	1
Études universitaires	100	68	18	8	4	1	1
Diplôme universitaire	100	63	20	10	4	1	1

Voir note(s) à la fin du tableau.

TABLEAU 2.9. Répartition du nombre de déplacements intermunicipaux, population âgée de 15 ans et plus en 1971, qui ne fréquentait pas d'établissement d'enseignement au cours de l'année scolaire 1970-71, selon le lieu de résidence en 1966, le sexe, l'âge et le niveau de scolarité, Canada, 1966-1971 – fin

Sexe, âge et niveau de scolarité	Personnes résidant à l'extérieur du Canada le 1er juin 1966 – Nombre de déplacements intermunicipaux au cours des cinq dernières années						
	Total	Aucun	Un	Deux	Trois	Quatre	Cinq ou plus
	pourcentage						
Hommes							
15 ans et plus	100[1]	60	20	10	5	2	3
Moins d'une 9e année	100	69	17	7	3	1	2
9e-11e année	100	58	20	10	6	2	4
12e et 13e années	100	59	19	10	6	3	4
Études postsecondaires[2]	100	54	21	11	7	3	4
Études universitaires	100	55	20	11	6	3	5
Diplôme universitaire	100	56	23	11	5	2	3
20-29 ans	100	58	19	10	6	3	5
Moins d'une 9e année	100	69	17	7	4	1	2
9e-11e année	100	58	18	10	6	3	5
12e et 13e années	100	57	18	11	6	3	6
Études postsecondaires[2]	100	53	19	11	7	3	6
Études universitaires	100	52	20	11	7	4	7
Diplôme universitaire	100	53	22	11	7	3	4
30-44 ans	100	58	21	10	5	2	3
Moins d'une 9e année	100	68	18	7	4	2	2
9e-11e année	100	56	21	12	6	2	3
12e et 13e années	100	58	21	9	6	3	3
Études postsecondaires[2]	100	52	24	12	7	3	3
Études universitaires	100	56	21	11	6	3	3
Diplôme universitaire	100	55	25	11	5	2	2
Femmes							
15 ans et plus	100	63	20	9	5	2	2
Moins d'une 9e année	100	72	17	6	3	1	1
9e-11e année	100	61	21	10	5	2	2
12e et 13e années	100	60	20	10	5	2	2
Études postsecondaires[2]	100	57	23	10	6	2	2
Études universitaires	100	59	21	11	5	2	3
Diplôme universitaire	100	61	21	10	4	2	2
20-29 ans	100	61	20	9	5	2	3
Moins d'une 9e année	100	71	17	6	3	1	1
9e-11e année	100	60	19	10	6	3	2
12e et 13e années	100	58	20	10	6	3	3
Études postsecondaires[2]	100	57	22	9	7	3	3
Études universitaires	100	57	21	11	6	3	3
Diplôme universitaire	100	59	20	11	5	2	3
30-44 ans	100	61	21	10	5	2	1
Moins d'une 9e année	100	71	17	7	4	1	1
9e-11e année	100	58	23	11	5	2	2
12e et 13e année	100	59	22	10	5	2	1
Études postsecondaires[2]	100	55	26	11	6	2	2
Études universitaires	100	58	22	11	5	2	2
Diplôme universitaire	100	61	21	10	4	2	2

[1] La somme des pourcentages peut ne pas être égale à 100, les chiffres ayant été arrondis.
[2] Non universitaires.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

TABLEAU 2.10. Répartition du nombre de déplacements intermunicipaux, population âgée de 15 ans et plus en 1971, ayant travaillé en 1970, selon le sexe, l'âge et la profession, Canada, 1966 - 1971

(Ne comprend pas les personnes qui résidaient à l'extérieur du Canada au 1er juin 1966)

Sexe, âge et profession	Nombre de déplacements intermunicipaux au cours des cinq dernières années						
	Total	Aucun	Un	Deux	Trois	Quatre	Cinq ou plus
	pourcentage						
Hommes							
15 ans et plus	100[1]	74	12	6	3	1	2
Direction, administration et profession connexes	100	69	17	8	3	2	2
Enseignement et secteurs connexes	100	55	20	12	6	3	4
Médecine et santé	100	70	14	8	4	2	3
Professions des domaines techniques, social, religieux et artistique, et secteur connexes	100	63	18	9	4	2	4
Travail administratif et secteurs connexes	100	76	12	6	3	1	2
Certains employés des ventes[2]	100	70	15	8	4	2	2
Autres employés des ventes	100	74	13	6	3	1	2
Militaires des Forces Armées	100	39	23	17	10	5	7
Autres employés des services	100	76	12	6	3	1	2
Agriculture, horticulture et élevage	100	89	6	2	1	1	1
Autres employés du secteur primaire[3]	100	74	11	6	3	2	4
Traitement des matières premières	100	78	11	5	3	1	2
Usinage, fabrication, montage et réparation de produits finis	100	75	12	6	3	1	2
Construction	100	76	11	6	3	1	3
Transports	100	75	11	6	3	2	3
Activités non classées ailleurs	100	76	12	6	3	1	2
20 - 34 ans	100[1]	59	16	10	6	3	5
Direction, administration et profession connexes	100	47	21	15	8	4	5
Enseignement et secteurs connexes	100	44	22	15	9	4	6
Médecine et santé	100	50	20	13	7	4	6
Professions des domaines techniques, social, religieux et artistique, et secteurs connexes	100	49	20	13	7	4	8
Travail administratif et secteurs connexes	100	63	16	9	5	2	4
Certains employés des ventes[2]	100	53	19	13	7	3	4
Autres employés des ventes	100	59	17	11	6	3	5
Militaires des Forces Armées	100	29	22	18	13	7	12
Autres employés des services	100	60	15	10	6	3	6
Agriculture, horticulture et élevage	100	78	8	5	3	2	4
Autres employés du secteur primaire[3]	100	62	13	9	5	3	8
Traitement des matières premières	100	66	14	9	5	2	4
Usinage, fabrication, montage et réparation de produits finis	100	62	16	10	5	3	4
Construction	100	61	15	10	5	3	6
Transports	100	61	14	10	6	3	6
Activités non classées ailleurs	100	62	15	9	5	3	5
35 - 44 ans	100[1]	76	13	6	2	1	1
Direction, administration et profession connexes	100	69	20	8	3	1	1
Enseignement et secteurs connexes	100	64	20	10	4	1	1
Médecine et santé	100	75	14	7	2	1	1
Professions des domaines techniques, social, religieux et artistique, et secteurs connexes	100	68	19	8	3	1	1
Travail administratif et secteurs connexes	100	78	13	5	2	1	1
Certains employés des ventes[2]	100	73	16	7	2	1	1
Autres employés des ventes	100	74	15	6	2	1	1
Militaires des Forces Armées	100	39	29	19	9	3	2
Autres employés des services	100	76	13	6	3	1	1
Agriculture, horticulture et élevage	100	89	6	2	1	--	1
Autres employés du secteur primaire[3]	100	77	11	5	3	1	2
Traitement des matières premières	100	82	10	4	2	1	1
Usinage, fabrication, montage et réparation de produits finis	100	79	12	5	2	1	1
Construction	100	79	11	5	2	1	1
Transports	100	78	12	6	2	1	1
Activités non classées ailleurs	100	79	12	5	2	1	1

Voir note(s) à la fin du tableau.

TABLEAU 2.10. Répartition du nombre de déplacements intermunicipaux, population âgée de 15 ans et plus en 1971, ayant travaillé en 1970, selon le sexe, l'âge et la profession, Canada, 1966-1971 – fin

(Ne comprend pas les personnes qui résidaient à l'extérieur du Canada au 1er juin 1966) – fin

Sexe, âge et profession	Nombre de déplacements intermunicipaux au cours des cinq dernières années						
	Total	Aucun	Un	Deux	Trois	Quatre	Cinq ou plus
	pourcentage						
Femmes							
15 ans et plus	100[1]	72	14	7	3	2	2
Direction, administration et profession connexes	100	75	13	6	3	1	1
Enseignement et secteurs connexes	100	61	18	10	5	2	3
Médecine et santé	100	60	19	10	6	3	3
Professions des domaines techniques, social, religieux et artistique, et secteurs connexes	100	66	16	8	4	2	4
Travail administratif et secteurs connexes	100	71	15	7	4	2	2
Certains employés des ventes[2]	100	71	15	7	4	2	2
Autres employés des ventes	100	79	12	5	2	1	1
Militaires des Forces Armées	100	39	15	17	15	6	8
Autres employés des service	100	73	13	7	3	2	2
Agriculture, horticulture et élevage	100	88	7	2	1	--	1
Autres employés du secteur primaire[3]	100	76	11	5	4	1	3
Traitement des matières premières	100	79	11	5	2	1	1
Usinage, fabrication, montage et réparation de produits finis	100	78	11	6	3	1	1
Construction	100	73	12	7	3	1	3
Transports	100	77	11	5	3	2	2
Activités non classées ailleurs	100	76	12	6	3	1	2
20-34 ans	100[1]	57	18	11	6	3	4
Direction, administration et profession connexes	100	57	19	11	6	3	3
Enseignement et secteurs connexes	100	48	21	14	8	4	5
Médecine et santé	100	45	23	14	9	4	5
Professions des domaines techniques, social, religieux et artistique, et secteurs connexes	100	51	19	12	7	4	7
Travail administratif et secteurs connexes	100	59	18	11	6	3	3
Certains employés des ventes[2]	100	55	20	11	7	3	4
Autres employés des ventes	100	62	17	10	5	3	4
Militaires des Forces Armées	100	30	14	19	18	8	12
Autres employés des services	100	57	17	11	6	3	6
Agriculture, horticulture et élevage	100	73	14	6	3	1	2
Autres employés du secteur primaire[3]	100	64	16	7	6	3	5
Traitement des matières premières	100	68	14	8	5	2	3
Usinage, fabrication, montage et réparation de produits finis	100	67	15	9	4	2	2
Construction	100	63	14	11	6	1	5
Transports	100	64	15	9	4	3	5
Activités non classées ailleurs	100	64	16	9	5	3	1
35-44 ans	100[1]	79	12	5	2	1	1
Direction, administration et profession connexes	100	78	13	5	2	1	1
Enseignement et secteurs connexes	100	74	15	6	3	1	1
Médecine et santé	100	74	15	7	3	1	1
Professions des domaines techniques, social, religieux et artistique, et secteurs connexes	100	75	15	6	2	1	1
Travail administratif et secteurs connexes	100	80	12	5	2	1	--
Certains employés des ventes[2]	100	78	14	5	1	--	1
Autres employés des ventes	100	80	13	5	2	1	--
Militaires des Forces Armées	100	41	30	19	11	--	--
Autres employés des services	100	77	13	6	3	1	1
Agriculture, horticulture et élevage	100	91	6	2	1	--	--
Autres employés du secteur primaire[3]	100	86	8	2	1	--	1
Traitement des matières premières	100	84	9	4	1	--	1
Usinage, fabrication, montage et réparation de produits finis	100	84	9	4	2	1	--
Construction	100	77	13	6	2	1	2
Transports	100	83	10	4	1	--	1
Activités non classées ailleurs	100	83	10	4	2	1	1

[1] La somme des pourcentages peut ne pas être égale à 100, les chiffres ayant été arrondis.
[2] Voir la note 2 du tableau 2.4.
[3] Voir la note 3 du tableau 2.4.
-- Désigne un pourcentage inférieur à 0.5.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

2.5. Résumé

Notre analyse des données plus restreintes du recensement de 1961 (Stone, 1969, chapitre 3) avait indiqué que les migrants formaient une fraction particulière de la population canadienne en ce qui concerne leurs caractéristiques socio-économiques (1969, p.100). Cette généralisation est maintenant partiellement confirmée par les données de 1971 qui portent sur le niveau de mobilité intermunicipale au cours de la période 1966 - 1971. L'allure générale des variations du nombre de déplacements en fonction de variables telles que l'âge, la langue maternelle, l'état matrimonial, le niveau de scolarité et la profession est semblable à celle qu'on avait observée antérieurement, en étudiant les données plus restreintes de 1961 portant sur la migration au cours de cinq ans.

Nous pouvons résumer certains aspects importants de la mobilité qui permettent de distinguer les groupes hypermobiles des groupes relativement immobiles. La tendance à l'hypermobilité est maximale au début de la vie active des jeunes hommes et des jeunes femmes; elle est plus particulièrement élevée chez les personnes de langue maternelle anglaise qui exercent certaines activités de "professionnels" ou qui ont suivi des études postsecondaires. On constate cependant que tous les jeunes adultes âgés de 20 - 34 ans ont un taux d'hypermobilité assez élevé. La population relativement immobile, que l'on définit ici comme l'ensemble des personnes qui n'ont jamais changé de municipalité de résidence au cours de la période de cinq ans, semble aussi constituer un sous-groupe particulier de la population canadienne. La population des personnes d'âge moyen et d'âge avancé, qui n'ont pas d'études postsecondaires et ne sont pas de langue maternelle anglaise, a une tendance beaucoup plus forte que la moyenne à être relativement immobile.

Les données confirment le fait que la mobilité géographique est souvent liée à une modification des caractéristiques socio-économiques (voir Stone, 1975). Les personnes qui commencent ou terminent leurs études universitaires, ainsi que celles qui modifient leur état matrimonial, sont exceptionnellement mobiles. Par exemple, à l'âge où la formation de nouvelles familles atteint un sommet (surtout 20 - 34 ans), les personnes mariées habitant avec leur conjoint enregistrent les taux de mobilité les plus élevés de tous les groupes définis selon l'état matrimonial (voir Kasahara, 1965); par contre, lorsqu'elles dépassent l'âge où la majorité des gens fondent une famille, ces personnes ont les taux de mobilité les plus faibles, à moins qu'elles ne se soient mariées après le 1er juin 1966. En 1971, les jeunes hommes détenant un diplôme universitaire avaient un taux de mobilité intermunicipale exceptionnellement élevé.

NOTES

[1] Bien qu'un recensement ait été effectué en 1971, nous ne disposons pas encore de donnécs sur la mobilité en Grande-Bretagnc.

[2] Ce chiffre comprcnd les personnes qui, au cours de la période de 1966 - 1971, ont quitté leur municipalité de résidence et y sont revenues par la suite.

[3] Il est important de souligner que dans les données du recensement, on tient compte de l'état matrimonial à la fin de la période de migration. De nombreux déplacements déclarés par des personnes non célibataires ont probablement été liés à des modifications de leur état matrimonial.

[4] Le nombre de personnes résidant au Canada au 1er juin 1966 et au 1er juin 1971 qui ont pu résider à l'étranger pendant un certain temps au cours de la période de 1966 - 1971, est relativement faible.

CHAPITRE 3

ANALYSE MULTIDIMENSIONNELLE DE LA FRÉQUENCE DE LA MOBILITÉ INTERMUNICIPALE

3.1. Présentation du problème et résumé des principales conclusions

Le nombre de fois qu'une personne a changé de municipalité de résidence entre 1966 et 1971 dépend de plusieurs caractéristiques (ou attributs), comme l'âge, l'état matrimonial, la scolarité et la profession. On peut s'attendre à ce que les personnes possédant certains attributs soient beaucoup plus mobiles que d'autres qui réunissent des caractéristiques différentes; on peut donc supposer que si deux groupes démographiques ont des compositions nettement divergentes par rapport à ces caractéristiques, le pourcentage de personnes extrêmement mobiles différera de façon très marquée d'un groupe à l'autre, toutes choses égales par ailleurs.

On pourrait dire que chacune des caractéristiques en question contribue à façonner la forme de la distribution d'une population selon le nombre de déplacements intermunicipaux. Un des principaux objectifs de ce chapitre est de mesurer statistiquement la contribution de plusieurs caractéristiques à la forme de la répartition mentionnée plus haut. Les caractéristiques démographiques choisies sont traitées simultanément au moyen d'une forme d'analyse multidimensionnelle. Ainsi, on détermine l'"effet" attribué à une caractéristique pendant que les autres sont maintenues statistiquement constantes.

Pour ce faire, nous allons formuler un modèle qui "prévoit"[1] (détermine) une distribution particulière de la population selon le nombre de déplacements intermunicipaux, pour chacune des combinaisons des valeurs attribuées aux six caractéristiques "explicatives". Le modèle suppose qu'il existe une relation multidimensionnelle d'un type donné entre la distribution de la population selon le nombre de déplacements intermunicipaux, et des aspects de la composition de la population selon les six caractéristiques "explicatives": le sexe, l'âge, l'état matrimonial, la langue maternelle, la scolarité et la profession[2]. En appliquant diverses variantes[3] du modèle aux données existantes, on peut mesurer le type et l'importance (dans le cadre du modèle) de la contribution[4] de chacune des caractéristiques démographiques à la forme de la distribution de la population selon le nombre de déplacements.

Nous espérons que la présente étude aidera à mieux comprendre les déterminants des phénomènes de mobilité qui se manifestent dans divers groupes de la population canadienne. Cet objectif dépend du résultat de deux recherches. La première consiste à améliorer sensiblement la précision prévisionnelle du degré de mobilité d'un groupe démographique donné, précision atteinte dès lors que l'on

---

Voir note(s) à la page 93.

connaît certaines caractéristiques de sa composition, comme l'âge, l'état matrimonial, la langue maternelle, la scolarité, la profession, et ainsi de suite. En second lieu, il s'agit de démontrer une formule et un algorithme particuliers permettant d'établir ce type de prévision qui, dans le cadre de données historiques, peut servir à analyser les "rôles" joués par certains déterminants de la fréquence de la mobilité, dans une population donnée.

Cependant, les mesures des déterminants de la mobilité provenant des données du recensement sont très limitées. Divers auteurs ont soutenu (Stone, 1975) que les changements réels ou prospectifs des caractéristiques ou des statuts personnels sont plus directement liés, au sens concret du terme, à la mobilité géographique, que ne l'est le fait de posséder certains attributs à un moment donné. Or, les données du recensement de 1971 obligent généralement l'analyste à se limiter surtout à ce dernier type de données. Il s'ensuit que les résultats détaillés d'un modèle relativement simple fondé sur les données du recensement ne seront pas aussi précis ni aussi significatifs que ceux qu'aurait donné un modèle utilisant un ensemble de variables plus approprié.

Dans les paragraphes suivants, nous présenterons et analyserons les principales conclusions de nos recherches. Nous espérons que cette partie du texte sera utile aux lecteurs qui veulent simplement assimiler les principales conclusions et consulter les tableaux et graphiques qui s'y rattachent.

Il existe une nette relation multidimensionnelle entre la répartition de la population canadienne selon le nombre de déplacements intermunicipaux et un ensemble de plusieurs caractéristiques explicatives (l'âge, l'état matrimonial, la langue maternelle, la scolarité et la profession). Cependant, la distribution du nombre de déplacements a une forme caractéristique qui varie très peu entre les différents sous-groupes de la population âgée de 20 - 64 ans; par conséquent, la précision avec laquelle nous pouvons évaluer l'allure de cette répartition ne sera pas fortement améliorée si nous tenons compte de la composition du groupe selon ces caractéristiques. Malgré cela, il semble évident qu'on peut améliorer sensiblement la compréhension et l'estimation de la fréquence de la mobilité en considérant ces caractéristiques comme des facteurs explicatifs.

Lorsqu'on analyse les différences observées entre la fréquence des déplacements intermunicipaux des divers groupes, on constate que l'âge est de loin le facteur explicatif le plus important. Il est cependant difficile d'expliquer l'importance comparative des autres attributs explicatifs, en partie à cause de l'influence relativement grande qu'ils possèdent en commun. Lorsque l'âge est maintenu constant, la répartition de la population selon le nombre de déplacements intermunicipaux (par exemple, le pourcentage qui est hypermobile) a systématiquement tendance à être liée à l'instruction et à la langue maternelle. L'incidence de l'état matrimonial dépend essentiellement de l'âge, mais un changement récent de l'état matrimonial est généralement lié de manière directe et significative à la fréquence de la mobilité.

Le nombre moyen de déplacements intermunicipaux (voir le graphique 3.5 plus loin) donne un aperçu de l'allure générale des effets de l'âge. Dans le reste du texte, cette moyenne sera appelée **taux de mobilité intermunicipale,** conformément à la définition qui en a été donnée au chapitre 2 (voir le tableau 2.1). Ce taux peut s'interpréter de façon très approximative comme le nombre de déplacements intermunicipaux par 100 personnes et par an, c'est-à-dire le nombre de déplacements intermunicipaux que peuvent avoir effectué 100 personnes au cours d'une année type de la période 1966 - 1971.

La fraction de population constituée de jeunes adultes a tendance à faire augmenter sensiblement cette moyenne, alors que les adultes plus âgés ont tendance à la faire diminuer. En d'autres mots, plus il y a de jeunes adultes dans un groupe, plus ce groupe a une moyenne de déplacements élevée. En ne tenant pas du tout compte de l'âge dans le modèle explicatif utilisé, le taux de mobilité intermunicipale "prévu" était de 10.5 (en gros, 10 déplacements par 100 personnes au cours d'une année type entre 1966 et 1971). Lorsqu'on introduit l'"effet indépendant" de l'âge (c'est-à-dire en maintenant statistiquement constants les effets des autres attributs mesurés), la moyenne augmente de 15 % dans le groupe de 20 - 34 ans, mais diminue de 22 % dans le groupe de 50 - 64 ans.

Nous allons maintenant résumer les effets "indépendants" des autres attributs mesurés. À propos des commentaires qui suivent, il convient de signaler que les effets d'un attribut donné sont mesurés en maintenant statistiquement constants les autres attributs (compris dans le modèle). Le groupe des diplômés universitaires compris dans l'échantillon faisait croître de 12 % la moyenne globale des déplacements intermunicipaux, toutes choses égales par ailleurs (par exemple, en supposant une répartition égale de la population selon le niveau d'études). Par contre, le sous-groupe qui n'avait fait que des études primaires avait tendance à faire baisser cette moyenne, toutes choses égales par ailleurs. De même, on constate une faible hausse du nombre moyen de déplacements dans les groupes de profession composés essentiellement de personnes des secteurs "professionnel", technique ou administratif. Dans le groupe de langue maternelle anglaise, la moyenne est légèrement plus élevée, tandis que le groupe de langue maternelle française présente une moyenne légèrement plus faible et que le groupe ayant une "autre langue maternelle" (ni le français ni l'anglais) a une moyenne encore plus basse.

On peut dire que dans cette analyse, l'âge a été mis en concurrence avec la scolarité, la profession, la langue maternelle, l'état matrimonial et le sexe, en ce qui concerne leur intervention relative dans la fréquence de la mobilité de la population de l'échantillon. (Cette population se compose généralement de personnes âgées de 20 - 64 ans en 1971, qui ne fréquentaient pas un établissement d'enseignement et avaient travaillé en 1970.) L'âge semble être un facteur beaucoup plus significatif que tous les autres pour expliquer statistiquement cette répartition. Selon les statistiques et le modèle d'analyse choisi, il semble justifié de conclure qu'il existe des influences qui sont "englobées" dans l'attribut "âge",

mais qui agissent indépendamment de l'instruction et de la profession (à la date du recensement) et qui sont cumulativement beaucoup plus importantes du point de vue statistique que celles liées à la profession et à la scolarité.

Il convient cependant de faire trois remarques importantes. Premièrement, les catégories de professions et de niveaux de scolarité sont assez approximatives et une ventilation plus précise de ces attributs pourrait éventuellement modifier les conclusions qui se dégagent de notre analyse. Mais si l'on se fie aux autres études faites sur le sujet et aux travaux antérieurs de l'auteur, particulièrement ceux effectués à l'aide de catégories professionnelles plus détaillées, cette hypothèse peut être très fortement contestée. (Il convient d'ailleurs de souligner que les catégories d'âge sont aussi très approximatives.) En principe, il serait facile de reprendre l'analyse en employant des catégories beaucoup plus détaillées; mais la zone de mémorisation dont nous disposions dans l'ordinateur nous empêchait d'utiliser une ventilation plus poussée avec la technique choisie. On pourrait effectuer un autre type d'évaluation en utilisant la bande-échantillon à grande diffusion et des données individuelles; mais le manque de temps et de ressources éliminent cette possibilité dans le cadre de la présente étude.

En deuxième lieu, de sérieux problèmes d'ordre méthodologique surgissent du fait que les données portent sur la profession et la scolarité à la fin de la période de migration, et non au moment même de cette migration. Cela traduit certainement une confusion significative entre la cause et l'effet dans la répartition selon le nombre de déplacements et la composition de la population relativement au niveau de scolarité et à la profession. Le taux de mobilité exceptionnellement élevé des jeunes adultes détenant un diplôme universitaire illustre ce problème. Cependant, comme le suggèrent les travaux antérieurs de l'auteur sur les différences de profession et de scolarité dans la mobilité géographique (Stone, 1969, chapitre 3), la confusion entre la cause et l'effet n'est probablement pas une source de distorsion importante lorsqu'on cherche à déterminer l'influence statistique relative de l'âge sur la mobilité intermunicipale.

Pour éviter cette hypothèse, nous avons à nouveau appliqué le modèle explicatif aux données, après en avoir retiré tous les éléments qui ont trait au groupe très mobile des personnes de 20 - 34 ans. Pour ce nouvel ensemble de données, l'âge reste toujours, et de loin, le plus important des facteurs explicatifs considérés.

Nous avons ensuite appliqué le modèle au sein des groupes d'âge de 20 - 34 ans et de 35 - 49 ans pour tenter à nouveau d'éviter que l'âge ne puisse masquer indûment les effets de la scolarité. Dans le second groupe, la mobilité géographique liée au début et à la fin des études postsecondaires ne joue pas un rôle déterminant dans l'explication de la fréquence de la mobilité. Il reste que pour chacun de ces deux groupes, la contribution relative de la scolarité est généralement semblable et qu'une faible partie seulement de l'"ajustement" global du modèle peut être statistiquement atribuée aux "seuls" effets de la variable scolarité. Il semble que, même lorsqu'on tient compte de la scolarité et de la

profession (mesurées à un moment donné), la fréquence de la mobilité reste encore en grande partie inexpliquée et que les effets cumulatifs de facteurs comme l'âge, l'état matrimonial et la langue maternelle, ne peuvent pas être ignorés.

Malgré tout, l'hypothèse d'une forte interaction entre les changements réels et prospectifs de statut et la mobilité géographique (Stone, 1975) implique que notre représentation des rôles de la scolarité et de la profession dans ces données pourrait être encore sensiblement faussée. Le problème peut résider largement dans le fait que les données ne nous permettent pas de connaître les changements qui touchent le niveau d'étude et la profession autour du moment de la migration, et dans le fait que l'âge (particulièrement en ce qui concerne le taux de mobilité exceptionnellement élevé des personnes de 20 - 34 ans) "accapare" une grande partie de l'impact non mesuré des modifications réelles et prospectives du niveau de scolarité et de la profession. Toutefois, après avoir éliminé théoriquement la part des "effets de l'âge" qui traduit des changements de statut, il peut encore exister d'autres facteurs importants qui soient "saisis" par la variable "âge" et ne soient pas mesurés séparément. Par exemple, dans le cas des déplacements visant à augmenter le revenu total (celui de toute la vie), déplacements qui pourraient bien être compris dans le concept de changement prospectif de statut, il est vraisemblablement meilleur de les entreprendre au début de la vie active (c'est-à-dire lorsqu'on est dans le groupe des jeunes adultes), car il est alors généralement plus facile d'en compenser le coût que ce n'est le cas pour les personnes d'âge moyen ou avancé.

Les données du recensement de 1971 permettent d'effectuer une étude superficielle sur l'importance des changements de statut, à partir de données sur la date du premier mariage et sur la province de naissance. Aux fins de cette étude, les données ont été analysées à nouveau, en remplaçant l'état matrimonial par le concept "composite" employé au deuxième chapitre (état matrimonial selon la date de mariage), de façon à identifier partiellement un groupe dont l'état matrimonial a changé après le 1er juin 1966. De plus, on a introduit un indicateur de la mobilité antérieure, sous la forme d'une nouvelle variable qui distingue les personnes qui résidaient dans leur province de naissance au 1er juin 1966 de celles qui n'y résidaient plus. Ces attributs contribuent sensiblement à la forme de la distribution statistique de la fréquence de mobilité. Cette contribution est toutefois très indépendante des effets mesurés de l'âge et ne nous éclaire donc pas beaucoup plus sur l'hypothèse voulant que ces effets soient le reflet de modifications de statut liées à l'âge.

Bref, notre analyse nous porte à croire que l'âge est un facteur déterminant de la mobilité, que son influence est indépendante des effets de la profession et de l'instruction (mesurés à un moment donné) et qu'elle est aussi plus forte que ces effets. Nous sommes d'avis que dans cette analyse, la variable "âge" sert de substitut à divers facteurs importants qui ne peuvent pas être étudiés à partir des données actuelles du recensement, en particulier à des changements de statut socio-économique qui ont tendance à se concentrer dans des groupes d'âge donnés (Stone, 1969, p. 80). Il faudrait d'autres recherches pour réussir à distinguer les

facteurs qui sont englobés dans les effets de la variable "âge" sur la mobilité géographique; ces recherches nécessiteraient probablement d'autres données que celles du recensement.

3.2. La base des données et la méthode d'analyse

Les données du recensement qui ont servi à cette étude portent sur les personnes âgées de 20 - 64 ans en 1971, qui ne fréquentaient pas un établissement d'enseignement au cours de l'année scolaire 1970 - 71, qui travaillaient en 1970 et qui résidaient au Canada le 1er juin 1966. Cette sous-population, la "population échantillon", a contribué pour plus de la moitié du volume total des déplacements intermunicipaux au cours de la période 1966 - 1971. En excluant les étudiants, nous voulions réduire les effets des personnes dont la mobilité était essentiellement due à celle de leurs parents. Étant donné que la profession constitue un facteur explicatif, il est aussi préférable de veiller à ce que l'échantillon se compose de personnes qui avaient déjà une certaine expérience de travail au moment du recensement. Les personnes qui résidaient à l'extérieur du Canada au 1er juin 1966 ne sont pas prises en compte, parce que la période de temps pendant laquelle elles ont été susceptibles de se déplacer varie suivant la date de leur arrivée au Canada.

On a choisi plusieurs attributs pour effectuer une analyse statistique de la répartition de l'échantillon selon le nombre de déplacements intermunicipaux: le sexe, l'âge, l'état matrimonial, la langue maternelle, la scolarité, la profession et le nombre de déplacements intermunicipaux. Les catégories définies pour chacune de ces caractéristiques sont présentées à l'annexe B.

Le concept fondamental à cette analyse est celui de la **distribution d'une population selon le nombre de déplacements intermunicipaux**; il faudrait donc tenter d'en expliquer le sens. Aux fins de la présente étude, le terme "distribution" signifie une série de proportions dont la somme est égale à 1.00 (ou encore une série de pourcentages dont la somme est égale à 100). Le total (1.00 ou 100 %) représente un certain ensemble ou aggrégat, et les proportions (ou pourcentages) indiquent la grandeur relative de certaines parties par rapport à l'ensemble. Dans notre analyse, chaque "partie" représente un nombre déterminé de déplacements intermunicipaux (par exemple un déplacement) et la distribution représente une série de pourcentages indiquant les quantités relatives de personnes ayant effectué des nombres déterminés de déplacements entre 1966 et 1971. La deuxième ligne du tableau 2.7 présente ainsi la répartition d'un sous-groupe de population donné selon le nombre de déplacements intermunicipaux.

On voit que c'est toute une série de nombres (les proportions mentionnées plus haut), et non un seul, qui constitue l'"élément à expliquer" lorsqu'on fait l'explication statistique (ou la "prévision") d'une distribution. Cependant, afin de ne pas nous exprimer de façon trop abstraite, nous ferons souvent référence à un seul nombre qui caractérise toute une distribution, par exemple le nombre moyen

de **déplacements** par personne dans un groupe démographique donné. Nous mettrons aussi en évidence des “parties” ou catégories importantes de certaines répartitions (par exemple, la partie de la population qui ne fréquente plus un établissement d’enseignement et qui détient un diplôme universitaire).

Dans le cadre de l’analyse statistique, les attributs présentés au chapitre 2 sont considérés comme “explicatifs” de la distribution selon le nombre de déplacements intermunicipaux. Il faut cependant souligner que dans plusieurs cas, les catégories définies ici ne sont pas aussi détaillées que celles du chapitre 2, à cause de contraintes informatiques. La principale difficulté vient du fait qu’il faut établir un tableau en fonction simultanément de toutes les caractéristiques. Les modifications apportées aux catégories peuvent se résumer de la façon suivante. À cause du nombre d’attributs explicatifs qui servent à l’analyse, il nous est impossible d’utiliser la totalité des 15 groupes de professions présentés au chapitre 2, bien que le regroupement en cinq catégories que nous employons dans le présent chapitre ne soit pas très satisfaisant, parce que très approximatif. De plus, toutes les personnes ayant fréquenté l’université sont réunies en un seul groupe. En ce qui concerne le nombre de déplacements, nous ne définissons que quatre catégories (aucun déplacement, un déplacement, deux déplacements, et trois déplacements ou plus) au lieu des six présentées au chapitre 2. Des variations raisonnables de ces nouvelles catégories d’attributs ne devraient pas modifier de façon grave les conclusions que nous tirerons plus loin sur les grandes tendances.

Il convient de rappeler que les attributs “explicatifs” choisis doivent être traités simultanément dans l’analyse statistique. La méthode employée vise à expliquer statistiquement la forme globale de la répartition d’un groupe démographique en fonction d’un attribut donné (par exemple, la répartition du groupe selon le nombre de déplacements intermunicipaux). Plusieurs aspects de cette méthode ont été conçus spécifiquement pour cette étude.

Un modèle statistique, qui se traduit concrètement par une ou plusieurs équations, constitue la base de notre méthode. Ce modèle est la représentation explicite d’une série d’hypothèses concernant la manière dont certains aspects de la composition de la population interviennent pour “façonner” sa répartition selon le nombre de déplacements intermunicipaux. À partir de maintenant, nous appellerons ce modèle le “modèle explicatif de référence”[5]. Diverses applications statistiques de ce modèle de référence et de certaines de ses variantes permettent de trouver la nature et l’ampleur de la relation simultanée (c’est-à-dire multidimensionnelle) qui existe entre certains attributs explicatifs et l’attribut “dépendant”, ainsi que de mesurer l’importance et l’allure de la contribution statistique des divers éléments qui composent le modèle.

Voir note(s) à la page 93.

L'annexe C précise un peu plus ces concepts et le lecteur peut s'y référer pour obtenir plus de détails techniques. Il conviendrait maintenant d'expliquer quelques aspects fondamentaux de la démarche statistique que nous avons utilisée, à l'aide d'un exemple simple.

Les explications seront peut-être plus claires si nous étudions d'abord la notion bien connue de la "dépendance" d'une seule variable, comme le taux de natalité au Canada, envers d'autres variables. Pour expliquer le niveau du taux de natalité, il faut a) adopter une théorie indiquant comment (et souvent pourquoi) le taux de natalité atteint un certain niveau, b) formuler et appliquer (à des données d'échantillonnage convenablement choisies) un modèle statistique qui représente une liaison systématique entre le niveau du taux de natalité et certaines variables explicatives, et c) relier les résultats statistiques et la théorie. C'est à peu près à ce genre d'inférence statistique que nous nous référons lorsque nous disons que "les variations des variables explicatives sont systématiquement liées à des variations du taux de natalité".

Expliquer un aspect d'une distribution de population, comme celle de la population canadienne selon le nombre de déplacements intermunicipaux, ne consiste pas à se préoccuper d'un seul chiffre (par exemple, le taux de natalité), mais bien à considérer toute une série de pourcentages qui montrent comment la population est répartie entre diverses catégories définies par le nombre de déplacements.

Dans un certain type d'analyse démographique, on mesure statistiquement la "dépendance" d'une distribution de population en déterminant dans quelle mesure elle varie systématiquement entre divers groupes démographiques dont la composition est différente relativement à certains attributs explicatifs. Par exemple, établir quel lien unit la répartition selon le nombre de déplacements (la distribution de la fréquence de mobilité) et l'attribut "âge" revient à déterminer jusqu'à quel point la distribution varie systématiquement d'un groupe d'âge de la population considérée à un autre. On peut donc prévoir que deux populations ayant des compositions par âge très différentes auront probablement des distributions de fréquences de mobilité très différentes l'une de l'autre. Ce type d'analyse démographique procède plus de l'étude des liens unissant les distributions de population que de l'analyse des liens existant entre les valeurs de certaines variables au niveau de chaque unité (ou de chaque observation de l'échantillon).

Supposons que, par hypothèse, la répartition d'un groupe démographique selon le nombre de déplacements intermunicipaux dépend de certains aspects de la composition de la population définie conjointement selon l'âge et la scolarité. Les aspects en question ont été définis dans le modèle mentionné plus haut. Si une telle dépendance existe, les chiffres recueillis par une méthode d'échantillonnage aléatoire devraient indiquer que des populations dont les compositions selon l'âge et la scolarité sont très différentes ont aussi tendance à différer systématiquement en ce qui a trait à leurs distributions selon le nombre de déplacements intermunicipaux. Par exemple, on pourrait dire de façon très schématique que les

jeunes adultes qui ont fréquenté l'université devraient compter un pourcentage beaucoup plus élevé de personnes ayant effectué au moins trois déplacements intermunicipaux entre 1966 et 1971, que les personnes âgées qui n'ont qu'une scolarité de niveau élémentaire.

On peut représenter ce type de liaison systématique par un modèle statistique, c'est-à-dire par une ou plusieurs équations dont les variables doivent être estimées et qui comprennent des termes d'erreur; les éléments du modèle sont spécifiés en fonction de certaines hypothèses que nous cherchons à vérifier. Nous pouvons supposer par exemple que la distribution d'un groupe démographique selon le nombre de déplacements intermunicipaux dépend de sa composition selon le niveau de scolarité et l'âge, et qu'il est possible de "prévoir" cette distribution en n'analysant que les relations distinctes qui existent entre, d'une part, la répartition du nombre de déplacements intermunicipaux et d'autre part, la scolarité et l'âge pris isolément. Cette hypothèse peut être formulée de la façon suivante: "Y_i" est la $i^{ième}$ catégorie du nombre de déplacements. "S_j" la $j^{ième}$ catégorie de scolarité, "T_k" la $k^{ième}$ catégorie d'âge, et si "$Pr(X|Z)$" représente la proportion conditionnelle de X étant donné Z, alors:

$$Pr(Y_i|S_jT_k) \cong Pr(Y_i) \cdot \left[\frac{Pr(Y_i|S_j)}{Pr(Y_i)} \cdot \frac{Pr(Y_i|T_k)}{Pr(Y_i)}\right]^{1/2} \cdot \lambda_{jk} \qquad (1)$$

Dans cette formulation, l'**effet de composition** de l'attribut S_j est donné par l'expression $Pr(Y_i|S_j)/P_r(Y_i)$, qui s'appelle l'effet d'ordre zéro de S_j. Le modèle aurait aussi pu indiquer des effets d'ordre supérieur (ou effets d'"interaction"), par exemple $Pr(Y_i|S_jT_k)/Pr(Y_i|T_k)$. L'annexe C donne plus de détails au sujet de ces expressions mathématiques.

Les remarques générales qui précèdent visent à clarifier en partie la distinction entre a) les attributs et b) leurs interrelations dans le cadre du modèle démographique que nous avons employé (il s'agit de ce que l'on appelle une "analyse démométrique"). Cette technique présuppose que l'on dispose de données sur les groupes démographiques et que les liens entre attributs se traduisent par l'interdépendance de divers aspects de la composition de la population. Lorsque nous mentionnerons les "éléments" du modèle statistique, il s'agira de ces aspects de composition (par exemple $Pr(Y_i|S_i)/Pr(Y_i)$) et non des attributs en eux-mêmes. Des expressions comme $Pr(Y_i|S_j)/Pr(Y_i)$ seront appelées "variables de composition" ou "effets de composition"

3.3. Les hypothèses fondamentales

L'hypothèse qui sous-tend toute cette analyse est la suivante: la répartition de la population entre les catégories de l'attribut désigné sous le nom de "nombre de déplacements intermunicipaux" dépend de certains aspects de la composition

de la population en fonction conjointement de l'âge, de l'état matrimonial, de la langue maternelle, de la scolarité et de la profession. Au chapitre 2, nous avons avancé quelques raisons justifiant l'existence de liaisons entre ces attributs et le nombre de déplacements intermunicipaux. Il ne convient pas ici de tenter d'expliquer en détail les fondements des propositions et des concepts théoriques. Nous étudierons tout de même quelques données théoriques supplémentaires pour justifier le choix des attributs explicatifs mentionnés plus haut, ce qui nous permettra de vérifier les hypothèses qui seront ensuite représentées dans un modèle statistique.

En précisant ces hypothèses, nous cherchons surtout à limiter le modèle statistique aux seuls effets de composition que l'on estime être assez significatifs (voir l'annexe C). Idéalement, il est préférable d'employer le modèle explicatif le plus simple (c'est-à-dire celui qui serait fondé sur le plus petit nombre possible d'effets de composition). Il ne s'agit donc pas simplement d'obtenir le plus haut degré de liaison simultanée entre les attributs explicatifs et la variable dépendante.

L'exemple brièvement décrit à la section 3.2 peut servir à illustrer la méthode utilisée pour spécifier les hypothèses qui conduisent à un modèle donné. Dans la section 3.2, le modèle a d'abord été formulé verbalement en isolant les relations qui existent entre la fréquence de la mobilité d'une part, et la scolarité et l'âge d'autre part; on a ensuite tenté d'en donner une formulation statistique. Tout ceci est possible si l'on pose les quatre hypothèses suivantes:

H 1. En raison de la dépendance de la mobilité à l'égard de l'âge et de la scolarité, la répartition du nombre de déplacements varie systématiquement selon la composition par âge et par niveau de scolarité d'une population donnée.

H 2. L'âge a un effet direct considérable[6] sur le nombre de déplacements, ce qui se traduit par la relation d'ordre zéro entre l'âge et le nombre de déplacements (mesurée statistiquement par la formule: $Pr(Y_i | S_j)/Pr(Y_i)$).

H 3. La scolarité a aussi un effet direct sur le nombre de déplacements, ce qui est illustré par la relation d'ordre zéro entre la scolarité et le nombre de déplacements (mesurée statistiquement par la formule: $Pr(Y_i | T_k)/Pr(Y_i)$).

H 4. Les effets d'ordre supérieur de l'âge et de la scolarité sont relativement insignifiants.

À l'aide de ces quatre hypothèses[7] et de la méthode de modélisation présentée à l'annexe C, nous obtenons l'équation (1). Il faut commencer par une affirmation générale concernant la liaison statistique multidimensionnelle qui existe entre la répartition du nombre de déplacements et la composition de la population en fonction des attributs explicatifs. Vient ensuite l'énoncé des hypothèses portant sur les effets de composition des attributs explicatifs que l'on estime être assez significatifs. Idéalement, cet énoncé des hypothèses devrait être fondé sur une théorie des processus qui régissent les interrelations des attributs.

Voir note(s) à la page 93.

Pour ce qui est du problème considéré, nous avons déjà posé l'hypothèse générale d'une liaison multidimensionnelle (semblable à l'exemple H 1 mentionné plus haut); il ne nous reste qu'à énoncer les hypothèses secondaires relatives aux effets de composition significatifs. Il n'existe pas de théorie générale qui réunisse toutes les hypothèses énoncées en un ensemble cohérent de concepts, de suppositions et de propositions; nous pourrions certes amorcer un raisonnement général pour expliquer les hypothèses que nous présenterons plus loin, mais le présent texte ne convient pas à ce type d'analyse très abstraite. Dans les paragraphes suivants, nous présenterons les hypothèses supplémentaires qui mènent à la formulation du modèle.

On suppose que le sexe n'a pas d'effet important sur la répartition selon le nombre de déplacements intermunicipaux de la population en question. Une forte proportion des femmes migrantes de l'échantillon se sont probablement déplacées avec leur mari. Les célibataires comprenaient aussi un pourcentage important de femmes migrantes, mais il n'y a aucune raison de croire qu'il existe une relation forte entre le sexe et la mobilité intermunicipale. Le sexe ne sera donc pas considéré comme un facteur explicatif du modèle. Toutefois, à partir d'autres attributs, nous tenterons de prévoir, à l'aide du modèle, la distribution du nombre de déplacements pour chaque groupe d'hommes et de femmes.

Il semble que l'âge ait un effet direct sensible sur la propension à la mobilité intermunicipale. On constate que les changements réels ou prospectifs d'ordre socio-économique se concentrent dans les groupes d'âge où la formation d'une famille et les taux d'activité sont les plus élevés, ce qui aurait pour effet d'augmenter fortement la propension de ces groupes à changer de domicile (voir Stone, 1969, chapitre 3; McInnis, 1971; Stone, 1975; et la section 2.3.1 du présent document). L'incidence de ces changements socio-économiques prospectifs ou réels diminue progressivement lorsqu'on considère les années de l'adolescence ou l'âge de la retraite. L'âge intervient aussi avec d'autres attributs dans des effets d'ordre supérieur, étant donné que certains attributs ont des effets sur la mobilité qui dépendent de l'âge.

Il existe un "effet direct" de la langue maternelle sur la mobilité intermunicipale en raison de la concentration géographique des divers groupes définis par leur langue maternelle. Moins il y a de municipalités comprenant un certain nombre de personnes d'une langue maternelle donnée, plus le taux de mobilité intermunicipale de ce groupe aura tendance à être faible. La langue maternelle a aussi des effets d'ordre supérieur, puisque cet attribut a un impact marqué sur les relations entre la mobilité et certaines autres variables.

L'incidence de l'état matrimonial sur la mobilité dépend de la valeur que prennent d'autres variables du modèle, plus particulièrement l'âge et la langue maternelle. Par exemple, la taille de la famille de jeunes adultes mariés a tendance à grandir, ce qui entraîne souvent un déplacement; par contre, les gens mariés d'âge moyen ne sont généralement pas sujets à ce type de changement.

Le niveau d'instruction a un effet direct sur la propension à la mobilité intermunicipale. Plus les gens ont un niveau de scolarité élevé, plus la mobilité a tendance à être perçue comme quelque chose de souhaitable. Il y a aussi un effet d'ordre supérieur en ce que l'âge peut fortement intervenir dans la relation entre la scolarité et la mobilité.

La profession a aussi un effet direct sur la tendance à la mobilité. Dans certaines carrières, l'immobilité est un des facteurs du succès professionnel, alors que dans d'autres, c'est plutôt la mobilité. Il arrive aussi que l'âge et le niveau de scolarité interviennent de façon marquée dans la relation entre la profession et la mobilité intermunicipale.

L'ensemble des hypothèses présentées et les suppositions théoriques connexes mettent en lumière les effets particuliers qui semblent être assez significatifs dans le modèle permettant d'analyser la distribution de la population en fonction des catégories définies selon le nombre de déplacements intermunicipaux. À partir de ces hypothèses et de la méthode de modélisation décrite à l'annexe C, nous en arrivons à formuler de la façon suivante le modèle explicatif qui "prévoit" l'allure de la liaison multidimensionnelle entre le nombre de déplacements intermunicipaux et les six attributs explicatifs. Les symboles sont présentés explicitement à l'annexe C:

$$\hat{P}r(M_k | S_v A_q N_p X_g W_b E_u) = Pr(M_k) \cdot \left[\frac{Pr(M_k | A_q)}{Pr(M_k)} \cdot \frac{Pr(M_k | X_g)}{Pr(M_k)} \cdot \frac{Pr(M_k | E_u)}{Pr(M_k)} \cdot \frac{Pr(M_k | W_b)}{Pr(M_k)} \right]^{1/4}$$

$$\cdot \left[\frac{Pr(M_k | A_q X_g)}{Pr(M_k | A_q)} \cdot \frac{Pr(M_k | W_b A_q X_g)}{Pr(M_k | A_q X_g)} \cdot \frac{Pr(M_k | N_p A_q E_u)}{Pr(M_k | A_q E_u)} \right]^{1/4} \cdot \lambda_{vqpgbu} \qquad (2)$$

Les quatre rapports compris dans le premier terme entre parenthèses de l'équation (2) mesurent les effets d'ordre zéro de l'âge, du niveau de scolarité, de la langue maternelle et de la profession respectivement. Les trois derniers rapports mesurent les effets d'ordre supérieur des attributs suivants: premièrement, la scolarité avec l'âge; puis, la profession avec la scolarité et l'âge; et enfin, l'état matrimonial avec l'âge et la langue maternelle. Ces sept rapports mesurent les effets considérés importants dans les séries de suppositions théoriques qui ont été présentées antérieurement pour expliquer la répartition de la fréquence de la mobilité intermunicipale. Le symbole "λ" est un facteur d'ajustement au sujet duquel des explications sont données à l'annexe C.

Dans l'équation (2), on utilise sept effets de composition afin de "prévoir" statistiquement la distribution de la population selon le nombre de déplacements intermunicipaux. Si nous avions voulu obtenir le plus haut degré de "précision

prévisionnelle", le modèle aurait compris l'ensemble des 63 effets de composition possibles; nous avons préféré n'employer que 11 % de ces effets de composition. Le modèle est donc relativement simple et nous allons maintenant voir dans quelle mesure il peut déterminer la distribution de la population selon le nombre de déplacements intermunicipaux, pour certaines combinaisons d'attributs explicatifs. (L'annexe C donne un aperçu de la méthode d'estimation des effets de composition mentionnés dans l'équation (2).) Nous étudierons aussi la nature et l'importance relative (dans le cadre du modèle énoncé) des contributions **attribuables** aux diverses variables explicatives et à leurs effets de composition.

3.4. L'évaluation globale du modèle

Diverses méthodes permettent de déterminer statistiquement dans quelle mesure on peut se fier à un modèle donné pour "prévoir" quelle distribution selon le nombre de déplacements est liée à une composition démographique établie selon les attributs explicatifs choisis. Dans ce type de travail, une comparaison directe des distributions observées et estimées ne constitue pas en soi le test décisif; en effet, le concept fondamental du modèle est celui d'une dépendance de la distribution par rapport à la composition de la population en fonction des attributs explicatifs choisis. Pour tester le modèle, il convient mieux de comparer la "précision prévisionnelle" du modèle de référence à celle d'un modèle "nul" (à hypothèse "nulle"), qui nierait explicitement une telle dépendance; ce modèle "nul" exprime l'idée que la répartition du nombre de déplacements ne varie pas quelle que soit la composition de la population. Sous forme algébrique, le modèle "nul" s'écrit de la façon suivante:

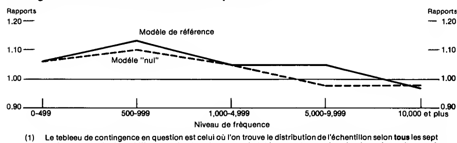
$$\hat{Pr}(M_k | S_v A_q N_p X_g W_b E_u) = Pr(M_k) \cdot \lambda_{vqpgbu} \qquad (3)$$

Le tableau 3.1 montre que le modèle de référence (équation (2)) est beaucoup plus "conforme" que le modèle "nul" à la distribution observée de la population selon le nombre de déplacements intermunicipaux. En ne s'appuyant que sur 11 % des effets de composition possibles, le modèle de référence réduit de 50 % le coefficient chi-deux du modèle "nul". Toutefois, si l'on mesure autrement l'amélioration de la "précision prévisionnelle" (en comparant la précision du modèle de référence à celle du modèle "nul"), la performance du modèle de référence est loin d'être aussi bonne; cette autre méthode de mesure consiste à calculer la moyenne pondérée des écarts **absolus** entre les fréquences observées et les fréquences "prévues" (ou estimées) figurant dans les cases des tableaux de contingence complets; la somme des écarts absolus est divisée par la taille totale de l'échantillon, et le résultat sera appelé **coefficient d'erreur de prévision.** On ajuste un coefficient mentionné dans ce texte de façon à tenir compte de façon très approximative des degrés de liberté du modèle en question. Le coefficient ajusté d'erreur de prévision du modèle "nul" (équation (3)) est de 26 % et celui du modèle de référence (équation (2)) est de 20 %. D'après ce calcul, le modèle explicatif de référence ne permet d'éliminer qu'un quart de l'erreur de "prévision" du modèle nul.

Le graphique 3.1 illustre partiellement cette situation; ce graphique a été construit en classant les fréquences des tableaux de contingence en cinq groupes dont la taille a été définie arbitrairement. Les niveaux de l'erreur de prévision, relativement à ces groupes de tailles arbitraires, sont à peu près identiques pour le modèle nul et celui de référence: dans les deux cas, on surestime systématiquement les fréquences les plus faibles et on sous-estime les plus fortes. La similitude que révèle ce graphique vient surtout du fait que la forme générale de la répartition selon le nombre de déplacements ne varie pas beaucoup entre les divers sous-groupes de l'échantillon; dans la plupart d'ailleurs, la distribution présentait la même forme générale.

Graphique — 3.1

Rapports entre les fréquences "prévues" et observées pour les cases du tableau de contingence classées selon le niveau de fréquence (1)



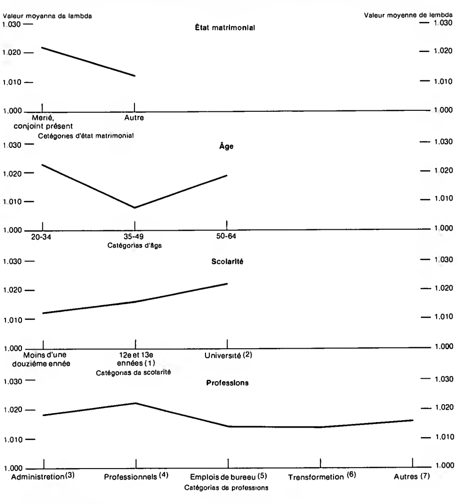
(1) Le tableau de contingence en question est celui où l'on trouve la distribution de l'échantillon selon **tous** les sept attributs mesurés. Les chiffres inscrits dans les cases du tableau sont groupés selon leur niveau (basses à hautes fréquences). Le rapport permet de mesurer la tendance d'un modèle à "surestimer" ou à "sous-estimer" systématiquement les niveaux de certaines fréquences. Un rapport supérieur à 1.0 signifie qu'il y a eu "surestimation" alors qu'un rapport inférieur à 1.0 signifie qu'il y a eu "sous-estimation".

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

On peut étudier un autre aspect de la performance globale du modèle en analysant le niveau moyen et les diverses valeurs du facteur d'ajustement "λ" (lambda), qui fait partie de l'équation (2). Ce facteur "oblige" la somme "prévue" des observations calculées sur toutes les valeurs du nombre de déplacements, pour une combinaison donnée des valeurs des attributs explicatifs, à être égale à la somme observée. Le tableau des valeurs de lambda peut servir à étudier la variation de la précision prévisionnelle du modèle lorsque les attributs explicatifs prennent des valeurs différentes. Le graphique 3.2 indique les valeurs moyennes de lambda qui correspondent à divers niveaux des attributs explicatifs. En général, lambda se situe entre 0 % et 2 % (ce qui signifie que dans la plupart des cas, la correction qu'il fallait apporter à la somme mentionnée plus haut était inférieure à 2 %). Toujours d'après le graphique 3.2, on constate que les erreurs de prévision, calculées grossièrement à l'aide des valeurs de lambda, ont tendance à être plus grandes chez les jeunes adultes, les "professionnels" ayant fréquenté l'université et les gens mariés vivant avec leur conjoint.

Graphique — 3.2

Valeurs moyennes des facteurs d'ajustement du modèle pour certaines catégories des attributs explicatifs, dans la "prévision" de la répartition du nombre de déplacements

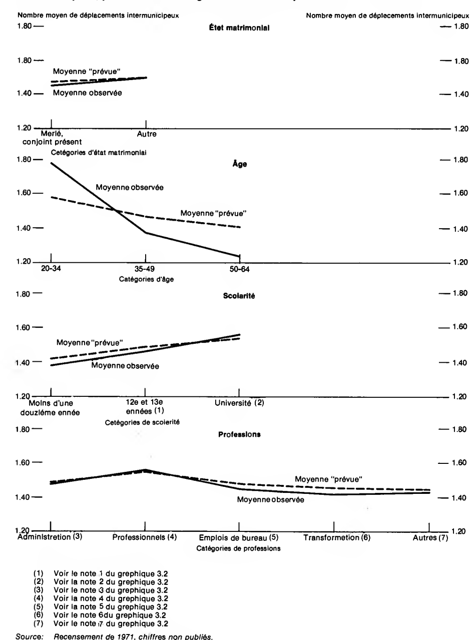


(1) Non universitaires.
(2) Il s'agit des personnes qui ont fréquenté une université, qu'elles soient diplômées ou non.
(3) Comprend les secteurs de la gestion, de l'administration et autres emplois connexes.
(4) Comprend l'enseignement et les secteurs connexes; la médecine et la santé, les sciences naturelles, le génie et les mathématiques; les sciences sociales et domaines connexes; la religion, les arts, les loisirs et autres emplois connexes.
(5) Comprend les emplois de bureau et autres emplois connexes; les emplois dans la vente et les services, sauf l'armée.
(6) Comprend la transformation; la fabrication de produits, l'assemblage et la réparation; les secteurs de la construction et des transports.
(7) Comprend les professions de l'armée, de l'agriculture, de l'horticulture et de l'élevage; les pêcheurs, chasseurs, trappeurs et occupations connexes; les professions forestières; les emplois dans les mines, les carrières, y compris les puits de pétrole et de gaz; la manutention et domaines connexes; les autres métiers manuels et le travail sur machines; et les professions non classées ailleurs.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

Graphique — 3.3

Moyennes observées et "prévues" du nombre conditionnel moyen de déplacements intermunicipaux, pour certaines catégories d'attributs explicatifs



(1) Voir le note 1 du grephique 3.2
(2) Voir la note 2 du grephique 3.2
(3) Voir le note 3 du grephique 3.2
(4) Voir la note 4 du grephique 3.2
(5) Voir la note 5 du grephique 3.2
(6) Voir le note 6du grephique 3.2
(7) Voir le note 7 du grephique 3.2

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

Le graphique 3.3 permet aussi de tester la performance du modèle de référence pour des valeurs particulières des attributs explicatifs. Pour chacune de ces valeurs, on a fait la moyenne entre les nombres conditionnels moyens de déplacements observés et prévus (si le modèle de référence est exact)[8]. Le graphique 3.3 montre clairement que les écarts les plus importants entre les moyennes observées et prévues sont ceux touchant l'âge. Dans le groupe des jeunes adultes de 20 - 34 ans, le modèle sous-estime considérablement le nombre moyen de déplacements intermunicipaux, alors qu'il surestime d'à peu près autant le chiffre relatif aux personnes plus âgées, celles de 50 - 64 ans. En ce qui concerne les catégories de gens qui ont fait des études universitaires, ou qui sont des "professionnels", on constate une sous-estimation moins forte que dans le cas précédent.

Bref, le modèle de référence tend à sous-estimer la proportion de gens hypermobiles que comprennent les fractions très mobiles de la population; par contre, il porte à surestimer le pourcentage des gens hypermobiles dans les groupes dont le niveau de mobilité est inférieur à la moyenne.

Lorsqu'on compare la performance du modèle de référence à celle du modèle "nul", il convient de garder en mémoire deux points importants. Premièrement, on estime que les données du recensement utilisées ne saisissent pas très bien la dimension des changements de statut qui sont jugés comme les principaux déterminants de la mobilité géographique. Deuxièmement, on aurait pu considérer que les 63 effets de composition possibles étaient significatifs et les intégrer au modèle de référence (consulter l'annexe C pour voir comment on détermine le nombre d'effets de composition possibles) mais on n'en a spécifié que sept[9]. À la lumière de ces observations, il semble que comparativement au modèle nul, le modèle de référence est assez conforme à la réalité pour justifier que l'on continue à interpréter les résultats détaillés du tableau 3.1 et à faire des observations sur la contribution de chacun des effets de composition.

3.5. La prédominance des effets de l'âge

D'après les données existantes et le modèle choisi, l'âge est le principal facteur explicatif intervenant dans la "performance" du modèle. En gros, on peut attribuer statistiquement près de 70 % de l'amélioration de la précision du modèle de référence (par rapport à celle du modèle "nul") à l'effet d'ordre zéro de l'âge pris isolément. Étant donné que cet effet de l'âge n'est calculé qu'en maintenant statistiquement constants les autres effets de composition qui excluent l'âge, nous pouvons le considérer comme un effet statistique essentiellement indépendant sur la répartition de la mobilité intermunicipale de la population. Cette indépendance n'est toutefois vérifiée que par rapport aux autres effets qui excluent l'âge et qui ont été retenus dans le cadre du modèle.

Voir note(s) à la page 93.

TABLEAU 3.1. Analyse multidimensionnelle[1] de la répartition de la mobilité intermunicipale, population âgée de 20-64 ans, Canada, 1966-1971

Effet	Contribution à la réduction du chi-deux[2]	Coefficient d'association[3]
Modèle de référence	100.0	0.51
Effets d'ordre zéro:		
Âge	64.1	0.73
Langue maternelle	3.9	0.04
Scolarité	9.4	0.10
Profession	5.6	0.06
Effets d'ordre supérieur:		
Scolarité étant donné l'âge	3.7	0.04
Profession étant donné l'âge et la scolarité	1.7	0.02
État matrimonial étant donné l'âge et la langue maternelle	6.8	0.07

[1] Voir l'annexe B pour plus de précisions concernant l'univers de l'échantillon et les catégories de variables.

[2] Le modèle "nul", qui suppose l'absence totale de lien entre l'attribut "dépendant" et les attributs "explicatifs", nous donne la valeur du chi-deux en fonction de laquelle on estime la réduction. (Ce coefficient du chi-deux est à peu près semblable à la variance à expliquer dans une analyse de régression (voir Goodman, 1970, 1972).) Le modèle de référence qui suppose l'existence d'un certain lien entre l'attribut "dépendant" et les attributs "explicatifs", produit généralement un chi-deux inférieur à celui du modèle "nul" – ainsi, le modèle de référence réduit ou améliore le chi-deux du modèle "nul", d'un montant qui sert de base au calcul des pourcentages de la contribution des effets à la réduction globale du chi-deux.

Le chiffre 100 % inscrit à la première ligne de la première colonne indique que la réduction du chi-deux qu'on obtient avec le modèle de référence représente la contribution totale. Les autres chiffres de cette première colonne sont les pourcentages de cette réduction totale du chi-deux attribuables aux effets particuliers inscrits à gauche.

Les contributions en pourcentage des effets ne sont pas nécessairement additives; en effet, l'additivité dépend de la définition exacte de chacun des effets et de l'existence d'intercorrélations entre les attributs explicatifs.

[3] Le coefficient d'association mesure la "force" de la relation entre un ensemble donné de variables explicatives (dans le cas présent, les effets) et une variable dépendante désignée (la distribution conditionnelle de la population entre des catégories de l'attribut dépendant – dans le cas présent, la répartition des migrants selon le nombre de déplacements intermunicipaux), dans le cadre d'un modèle spécifié. Le premier chiffre de la colonne indique la relation globale qui existe entre la variable dépendante et l'ensemble des effets spécifiés dans le modèle de référence. Cette mesure est approximativement semblable au coefficient R^2 de l'analyse de régression multiple. Les autres chiffres de cette colonne mesurent la relation partielle qui associe la variable dépendante à un effet donné, les autres effets spécifiés étant statistiquement "maintenus constants". Cette mesure est à peu près semblable au coefficient partiel r^2.

Lorsqu'on évalue le coefficient partiel d'association pour un seul effet, il faut d'abord tirer le chi-deux d'un "modèle de référence modifié". On effectue cette modification en retirant du modèle de référence l'effet en question, ainsi que tous les effets qui sont intrinsèquement liés à ce dernier (en raison du phénomène d'"emboîtement" que nous avons décrit à la section C. 4 de l'annexe C). On calcule ensuite le chi-deux qu'impliquerait l'introduction de ce seul effet dans le modèle de référence modifié. La différence entre ce dernier chi-deux et celui du modèle de référence modifié nous donne la réduction absolue du chi-deux qui est imputable à l'effet en question. Cette réduction est ensuite divisée par la différence entre le chi-deux du modèle "nul" et celui du modèle de référence modifié (qui mesure la réduction du chi-deux que permet d'atteindre le modèle de référence modifié, comparativement au modèle "nul"). La méthode est illustrée par le diagramme et les symboles qui suivent:

O D A B C

A, B et C sont les valeurs du chi-deux.

$A < B < C$

C est le chi-deux du modèle "nul".

B est le chi-deux du modèle de référence modifié.

A est le chi-deux qu'on obtient lorsque l'effet en question est ré-introduit dans le modèle de référence modifié.

(C – A) est la réduction du chi-deux que permet d'atteindre le modèle de référence modifié après la ré-introduction de l'effet en question.

(B – A) est la mesure de la contribution de l'effet en question à (C – A)

$(B - A)/(C - A) = \gamma$ est le coefficient d'association partielle défini pour l'effet en question.

Le diagramme ci-dessus peut aussi servir à illustrer le coefficient d'association de la relation globale existant entre tous les effets spécifiés.

Posons que D est le chi-deux du modèle de référence.

(C – D) est la réduction du chi-deux que permet d'obtenir le modèle de référence.

$(C - D)/C = \eta$ est l'amélioration du chi-deux que permet d'obtenir le modèle de référence, et est aussi le coefficient d'association défini pour l'ensemble du modèle de référence.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

D'après les coefficients de liaison partiels du tableau 3.1, seul l'âge a un effet d'ordre zéro assez important. L'effet d'ordre zéro de la scolarité vient au second rang du classement des autres effets, en ce qui concerne la contribution à la performance du modèle. Cependant, pour interpréter ce classement, il faut se rappeler que la contribution commune de l'ensemble des attributs est considérable. (On obtient une estimation très **approximative** de cette contribution commune en calculant la différence entre a) la réduction du coefficient chi-deux du modèle nul qui est attribuable au modèle de référence et b) la somme des contributions attribuées à chacun des effets.) Si l'on répartit de façon raisonnable cette contribution commune entre les divers attributs, le classement des diverses contributions "indépendantes" de la scolarité, de la profession et de la langue maternelle pourrait être sensiblement modifié. Ainsi, il nous est permis de conclure que l'âge est manifestement un facteur prédominant et que le contribution totale de la scolarité et de la profession est peut-être nettement plus importante que ne l'indiquent leurs contributions "indépendantes".

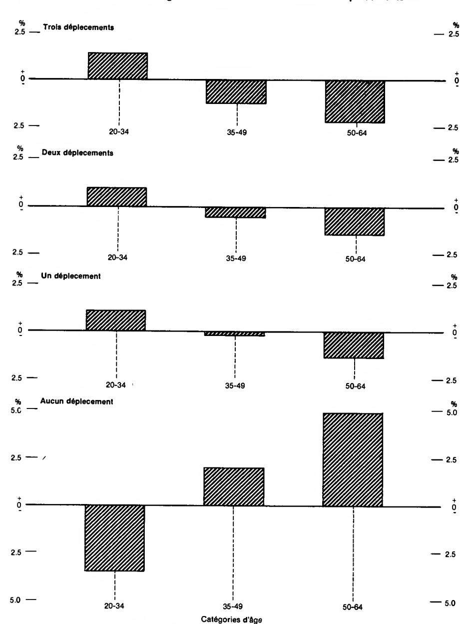
Bien que les paragraphes suivants reprennent certaines informations déjà présentées au chapitre 2, il nous apparaît utile d'étudier plus attentivement la contribution de l'âge. En effet, nous allons maintenant employer une méthode qui n'a pas été utilisée au chapitre 2: afin de déterminer les "effets de l'âge", nous maintiendrons les autres attributs explicatifs partiellement constants (statistiquement). Selon cette méthode, la contribution statistique commune à l'âge et à d'autres attributs se traduit généralement par l'effet "indépendant" mesuré pour l'âge. Il n'en reste pas moins que dans le cas de l'âge, comme dans celui de la plupart des autres attributs explicatifs choisis, les résultats de l'analyse à deux variables du chapitre 2 se retrouvent dans l'analyse multidimensionnelle du présent chapitre.

Par rapport au chapitre 2, le graphique 3.4 donne une "nouvelle" vision du calcul de la contribution de l'âge. Pour obtenir les chiffres de ce graphique, nous avons eu recours à deux variantes du modèle de référence: dans la première, on ne tient compte d'aucun des effets de composition qui impliquent l'âge, alors que dans la deuxième variante, l'effet de composition d'ordre zéro de l'âge est réintroduit dans le modèle (mais pas les autres effets de composition impliquant l'âge). En considérant ces deux variantes du modèle de référence, on peut réussir à calculer la contribution absolue moyenne de l'effet de composition d'ordre zéro de l'âge au pourcentage de personnes d'un sous-groupe démographique qui ont effectué un certain nombre de déplacements intermunicipaux (ce concept est illustré plus loin). Le pourcentage global (pour toute la population) de gens qui ont effectué un certain nombre de déplacements intermunicipaux (par exemple deux) est alors la somme pondérée des contributions attribuables aux divers effets de composition.

Pour un groupe d'âge donné, chacune des deux variantes du modèle de référence permet de "prévoir" une distribution moyenne de la population selon le nombre de déplacements intermunicipaux. La variante qui ne tient pas du tout compte de l'âge "prévoit" la même distribution pour tous les groupes d'âge; aussi,

Graphique — 3.4

Mesures de la contribution de chacune des catégories d'âge au pourcentage de l'échantillon compris dans chacune des catégories définies selon le nombre de déplacements



Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

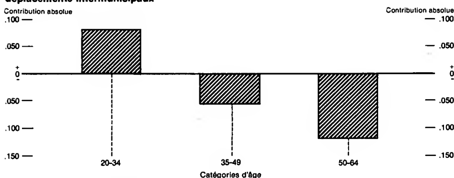
en comparant les deux distributions moyennes prévues pour un groupe d'âge donné, nous pouvons démontrer graphiquement l'effet statistique de cette "valeur" particulière de l'âge[10]. Par exemple, pour le groupe de 20 - 34 ans, le pourcentage moyen "prévu" de la population n'ayant effectué aucun déplacement est de 72 % lorsqu'on utilise la variante qui ne tient pas du tout compte de l'âge, mais de 69 % lorsqu'on emploie la variante qui tient compte du seul effet de composition d'ordre zéro de l'âge. Il est permis de dire que dans le groupe de 20 - 34 ans, l'effet d'ordre zéro de l'âge contribue statistiquement à diminuer le pourcentage de gens qui n'ont jamais changé de municipalité. Dans les catégories où la mobilité intermunicipale est la plus forte, les "jeunes" (20 - 34 ans) font s'élever d'un point le pourcentage de la population qui est hypermobile, alors que les gens "plus âgés" (50 - 64 ans) font baisser de deux points l'importance relative des personnes hypermobiles. Le graphique 3.4 illustre, entre autres, ces comparaisons.

On peut faire relier un taux de mobilité intermunicipale "prévu" à la répartition "prévue" mentionnée au paragraphe précédent[11]. En ce qui concerne le taux de mobilité intermunicipale "prévu", le graphique 3.5 montre l'allure générale des effets de l'âge, lorsque les autres attributs sont maintenus statistiquement constants. Dans le groupe des "plus jeunes", le facteur âge a pour effet d'élever le taux de mobilité alors que chez les "plus âgés", il le fait diminuer. Le graphique indique aussi dans quelle mesure chacune des catégories d'âge a tendance, en moyenne, à faire augmenter ou diminuer le nombre moyen "prévu" de déplacements intermunicipaux. Si l'on exclut totalement l'âge du modèle, on trouve un taux de mobilité intermunicipale de 10.5 %. Le groupe des plus jeunes

Voir note(s) à la page 93.

Graphique — 3.5

Mesures de la contribution de chacune des catégories d'âge au nombre moyen de déplacements intermunicipaux



Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

(20 - 34 ans) a tendance à faire monter ce chiffre de 1.60 point (soit une augmentation de 15 %); par contre, le groupe plus âgé (50 - 64 ans) a tendance à l'abaisser de 2.3 points (soit une chute de 22 %).

Les commentaires précédents portent sur l'effet d'ordre zéro de l'âge, c'est-à-dire sur l'effet de composition donné par la formule $Pr(M_k | A_q)/Pr(M_k)$ de l'équation (2). Bien que cet effet représente la "moyenne" des effets d'ordre supérieur, la contribution de l'âge aurait pu être plus forte en considérant aussi les effets d'ordre supérieur qui impliquent l'âge.

3.6. Les effets des autres attributs

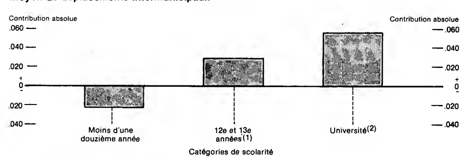
Les graphiques 3.6 - 3.8 montrent les contributions d'ordre zéro de la scolarité, de la profession et de la langue maternelle au nombre moyen de déplacements intermunicipaux dans l'ensemble de la population. Dans chacun des cas, la contribution d'un effet donné n'est mesurée qu'après avoir "éliminé" les contributions respectives des effets de composition qui ne tiennent pas compte de l'attribut à mesurer (y compris les contributions communes avec l'effet en question). Ces graphiques, contrairement aux données correspondantes du chapitre 2, illustrent donc des effets statistiques "indépendants".

Le groupe des diplômés universitaires a tendance à faire augmenter de 12 % le nombre moyen estimé de déplacements par personne; par contre, le groupe des personnes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires tend à réduire de 4.5 % le nombre moyen de déplacements prévus[12]. Bref, l'effet "indépendant" d'ordre zéro produit exclusivement par le niveau de scolarité s'oriente dans la direction prévue, mais son amplitude est relativement peu importante.

Voir note(s) à la page 93.

Graphique — 3.6

Mesures de la contribution de chacune des catégories de scolarité au nombre moyen de déplacements intermunicipaux



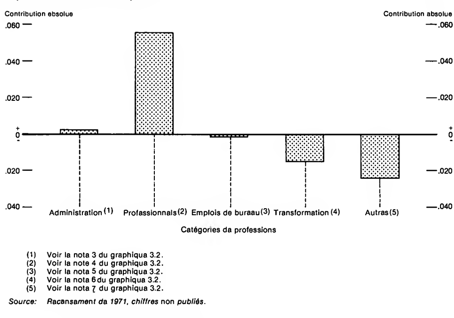
(1) Voir la note 1 du graphique 3.2.
(2) Voir la note 2 du graphique 3.2.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

Parmi les cinq grands groupes de professions qui ont été choisis, deux ont tendance à faire augmenter l'estimation du nombre moyen de déplacements. Lorsque le modèle ne tient pas du tout compte de la profession, on trouve un taux de mobilité intermunicipale de 10.3 %. Le groupe constitué essentiellement d'employés professionnels et techniques a tendance à faire croître la moyenne jusqu'à 1.53, soit une hausse de 3.3 %; mais le groupe des employés administratifs et des cadres de direction n'occasionne qu'un accroissement négligeable de la moyenne. Les autres groupes de professions ont eu tendance à faire diminuer la moyenne.

Graphique — 3.7

Mesures de la contribution de chacune des catégories de professions au nombre moyen de déplacements intermunicipaux



(1) Voir la note 3 du graphique 3.2.
(2) Voir la note 4 du graphique 3.2.
(3) Voir la note 5 du graphique 3.2.
(4) Voir la note 6 du graphique 3.2.
(5) Voir la note 7 du graphique 3.2.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

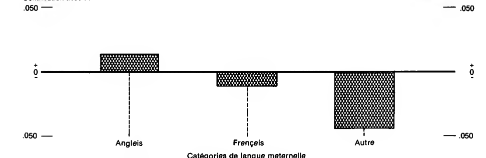
La population dont la langue maternelle est l'anglais a tendance à faire monter le taux de mobilité intermunicipale "prévu" de 0.28 par rapport à la valeur de référence de 10.5 %. (Cette valeur de référence est donnée par le modèle lorsque celui-ci ne tient pas du tout compte de la langue maternelle.) Les deux autres groupes définis par la langue maternelle tendent à faire baisser très légèrement le taux moyen (par rapport à la valeur de référence).

Le graphique 3.9 indique la contribution qu'on a attribuée à l'effet d'ordre deux de l'état matrimonial, la contribution de l'état matrimonial après qu'on ait "éliminé" les contributions de l'âge, de la langue maternelle et des autres effets de composition. Lorsqu'on exclut du modèle l'effet d'ordre deux de l'état matrimo-

nial, étant donné que c'est le seul effet de composition qui, dans sa formulation, tienne compte de cet attribut, le taux de mobilité intermunicipale estimé est de 10.5 % pour chacune des deux catégories d'état matrimonial. Cette moyenne est généralement quelque peu réduite (de 0.4), pour les personnes mariées qui vivent avec leur conjoint, et majorée de 0.1 pour les autres personnes.

Graphique — 3.8

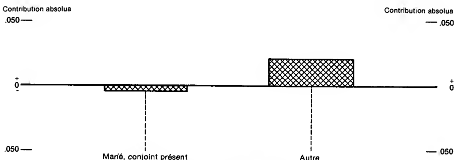
Mesures de la contribution de chacune des catégories définies selon la langue maternelle au nombre moyen de déplacements intermunicipaux



Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

Graphique — 3.9

Mesures de la contribution de chacune des catégories définies selon l'état matrimonial au nombre moyen de déplacements intermunicipaux



Catégories d'état matrimonial

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

En somme, les contributions statistiques "indépendantes" des attributs explicatifs (à la répartition de la population selon le nombre de déplacements intermunicipaux) vont dans le sens qu'indiquaient les relations bidimensionnelles étudiées au chapitre 2. Jusqu'à maintenant, nous avons surtout analysé les effets de composition d'ordre zéro des attributs explicatifs (ceux-ci correspondent "en gros" aux variables du premier degré des modèles de régression), étant donné que les effets d'"interaction" d'ordre supérieur sont généralement beaucoup moins importants que les effets d'ordre zéro.

Les effets "cumulatifs" des attributs explicatifs se dégagent assez clairement du graphique 3.10; celui-ci montre dans quelle mesure la distribution estimée du nombre de déplacements intermunicipaux varie entre les sous-groupes extrêmes de la population. La proportion n'ayant effectué aucun déplacement intermunicipal est de 0.81 chez les femmes plus âgées dont la langue maternelle n'est ni l'anglais ni le français, qui occupent un emploi de bureau ou exercent une profession dans la vente ou les services, et n'ont pas terminé leurs études secondaires. Pour le groupe des hommes de 20 - 34 ans, qui appartiennent aux catégories composées essentiellement de "professionnels" et de techniciens, qui ont fréquenté l'université et dont la langue maternelle est l'anglais, le chiffre correspondant était inférieur de 23 points (0.58) à celui du groupe précédent; dans ce même groupe, le pourcentage de personnes hypermobiles était de 13 %, soit neuf points de plus que dans le sous-groupe précédent.

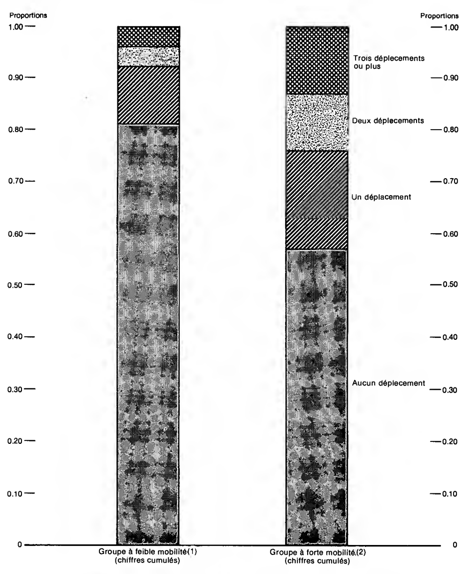
3.7. Analyses complémentaires

Pour résoudre quelques problèmes méthodologiques, nous avons à nouveau appliqué le modèle de référence et ses variantes à certaines données brutes, après avoir modifié ces dernières. Premièrement, nous avons cherché de nouvelles façons de "contrôler" les effets de l'âge, parce qu'à notre avis, le fait que la mobilité atteint un "sommet" lié au début et à la fin des études postsecondaires a eu un impact considérable sur les résultats de l'analyse que nous avons présentée. Deuxièmement, nous avons utilisé des données du recensement qui permettent de mieux saisir les dimensions des changements de statut liés à la mobilité de 1966 - 1971, dans le but de vérifier si cela réduit de façon significative la contribution relative de l'âge (cela appuierait l'hypothèse selon laquelle l'âge se substitue partiellement à certains aspects des changements de statut récents ou prospectifs, qui constituent des déterminants importants de la mobilité).

Une nouvelle analyse des données, effectuée avec seulement deux groupes d'âge (35 - 49 et 50 - 64 ans), nous a permis de conclure que la très forte mobilité qui apparaît chez les jeunes adultes n'est pas à l'origine de la prédominance de l'effet de composition d'ordre zéro de l'âge. Le tableau 3.2 présente les résultats de ces nouvelles analyses du chi-deux: il en ressort clairement que l'effet indépendant de l'âge (c'est-à-dire l'effet mesuré après qu'on ait pris en compte indépendamment les contributions de la profession et de la scolarité) est toujours prédominant. Cependant, comme il était permis de le supposer, l'importance

Graphique — 3.10

Répartition selon le nombre de déplacements intermunicipaux de deux sous-groupes dont la combinaison d'attributs est très différente



(1) Les femmes de 50 à 64 ans, résidant au Canada le 1er juin 1966, ayant travaillé en 1970, étant mariées et vivant avec leur conjoint, n'ayant ni l'anglais ni le français comme langue maternelle, ayant une scolarité inférieure à une douzième année et faisant partie du groupe d'employés de bureau, de la vente ou des services.

(2) Les hommes de 20 à 34 ans, résidant au Canada le 1er juin 1966, étant mariés et vivant avec leur conjoint, ayant travaillé en 1970, étant de langue maternelle anglaise, ayant fréquenté l'université et faisant partie du groupe des "professionnels" ou d'un groupe apparenté.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

statistique relative des contributions de la profession et de la scolarité augmente puisque, dans ce tableau, nous n'avons pas tenu compte des données du groupe d'âge où les taux de mobilité atteignent un sommet.

TABLEAU 3.2. Analyse multidimensionnelle[1] de la répartition de la mobilité intermunicipale, population âgée de 35 - 64 ans, Canada, 1966 - 1971

Effet	Contribution à la réduction du chi-deux[2]	Coefficient d'association[3]
Modèle de référence	100.0	0.49
Effets d'ordre zéro:		
Âge[4]	34.5	0.50
Langue maternelle	2.7	0.03
Scolarité	15.0	0.18
Profession	11.8	0.12
Effets d'ordre supérieur:		
Scolarité étant donné l'âge	9.4	0.10
Profession étant donné l'âge et la scolarité	5.4	0.05
État matrimonial étant donné l'âge et la langue maternelle	15.6	0.16

[1] Voir l'annexe B pour plus de précisions concernant l'univers de l'échantillon et les catégories de variables.
[2] Voir la note 2 du tableau 3.1.
[3] Voir la note 3 du tableau 3.1.
[4] On ne tient compte que de deux groupes d'âge, soit ceux de 35 - 49 ans et de 50 - 64 ans.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

Les tableaux 3.3 et 3.4 indiquent qu'entre 1966 et 1971, les mouvements liés au début et à la fin des études postsecondaires (particulièrement les études universitaires) n'ont pas dominé les résultats de l'analyse effectuée en fonction de l'âge et de la scolarité. Pour établir le tableau 3.3, le modèle n'a été appliqué qu'aux données du groupe des 20 - 34 ans, de sorte que l'âge varie dans la série de données sous-jacentes. Dans le cas du tableau 3.4, le modèle n'a été appliqué qu'aux données du groupe des 35 - 49 ans. De façon générale, les résultats de ces tableaux présentent une grande similitude en ce qui concerne la contribution relative de la scolarité et l'allure globale des contributions des effets de composition. L'effet d'ordre zéro de la langue maternelle qui (par rapport aux autres effets) est beaucoup plus fort dans le groupe des 20 - 34 ans que dans celui des 35 - 49 ans, constitue la principale exception à cette observation.

TABLEAU 3.3. Analyse multidimensionnelle[1] de la répartition de la mobilité intermunicipale, population âgée de 20 - 34 ans, Canada, 1966 - 1971

Effet	Contribution à la réduction du chi-deux[2]	Coefficient d'association[3]
Modèle de référence	100.0	0.62
Effets d'ordre zéro:		
Langue maternelle	21.2	0.28
Scolarité	22.4	0.23
Profession	20.2	0.21
Effets d'ordre supérieur:		
État matrimonial étant donné la langue maternelle	25.2	0.25
Profession étant donné la scolarité	4.2	0.04

[1] Voir l'annexe B pour plus de précisions concernant l'univers de l'échantillon et les catégories de variables.
[2] Voir la note 2 du tableau 3.1.
[3] Voir la note 3 du tableau 3.1.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

TABLEAU 3.4. Analyse multidimensionnelle[1] de la répartition de la mobilité intermunicipale, population âgée de 35 - 49 ans, Canada, 1966 - 1971

Effet	Contribution à la réduction du chi-deux[2]	Coefficient d'association[3]
Modèle de référence	100.0	0.53
Effets d'ordre zéro:		
Langue maternelle	9.4	0.12
Scolarité	29.4	0.31
Profession	23.8	0.25
Effets d'ordre supérieur:		
État matrimonial étant donné la langue maternelle	23.6	0.24
Profession étant donnée la scolarité	5.3	0.05

[1] Voir l'annexe B pour plus de précisions concernant l'univers de l'échantillon et les catégories de variables.
[2] Voir la note 2 du tableau 3.1.
[3] Voir la note 3 du tableau 3.1.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

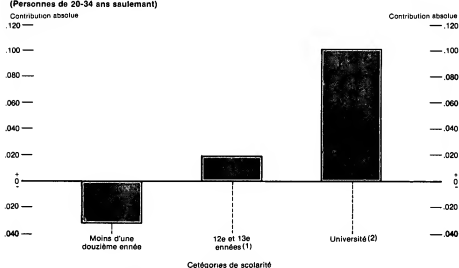
Ces données montrent clairement qu'une grande partie de la mobilité intermunicipale reste à être "expliquée" statistiquement pour chacun des groupes de personnes de 20 - 34 ans et de 35 - 49 ans, même lorsqu'on tient compte de la scolarité et de la profession; mentionnons cependant que la ventilation peu détaillée de ces attributs peut avoir introduit un biais par défaut dans leurs contributions. On constate que l'effet d'ordre zéro de la langue maternelle et l'effet d'ordre supérieur de l'état matrimonial sont à peu près équivalents à ceux de la scolarité et de la profession présentés au tableau 3.3.

Les graphiques 3.11 - 3.13 illustrent les contributions "indépendantes" d'ordre zéro de la scolarité, de la langue maternelle et de la profession à la répartition de la population selon le nombre de déplacements intermunicipaux, à l'intérieur du groupe d'âge des 20 - 34 ans. Dans chaque cas, l'effet d'un attribut donné est calculé après avoir pris en compte les autres effets de composition qui ne comprennent pas cet attribut; ainsi, les effets communs dus à une corrélation réciproque entre les attributs sont ainsi éliminés. Les résultats sont généralement semblables à ceux trouvés pour les effets d'ordre zéro correspondants de la population totale des personnes de 20 - 64 ans (qui est divisée en trois catégories d'âge).

Graphique — 3.11

Mesures de la contribution de chacune des catégories de scolarité au nombre moyen de déplacements intermunicipaux

(Personnes de 20-34 ans seulement)

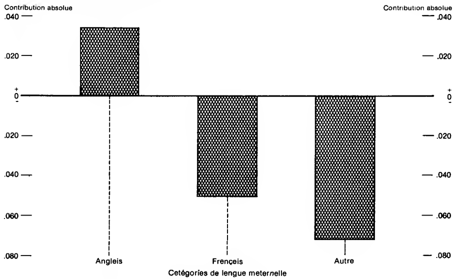


(1) Voir la note 1 du graphique 3.2.
(2) Voir la note 2 du graphique 3.2.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

Graphique — 3.12

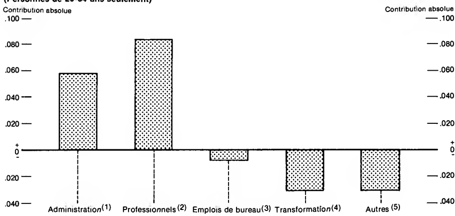
Mesures de la contribution de chacune des catégories définies selon la langue maternelle au nombre moyen de déplacements intermunicipaux
(Personnes de 20-34 ans seulement)



Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

Graphique — 3.13

Mesures de la contribution de chacune des catégories de professions au nombre moyen de déplacements intermunicipaux
(Personnes de 20-34 ans seulement)



(1) Voir la note 3 du graphique 3.2.
(2) Voir la note 4 du graphique 3.2.
(3) Voir la note 5 du graphique 3.2.
(4) Voir la note 6 du graphique 3.2.
(5) Voir la note 7 du graphique 3.2.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

Nous avons déjà mentionné que les données du recensement ne conviennent pas parfaitement à l'analyse de la mobilité d'un groupe démographique. (Le problème n'est pas aussi grave lorsque nous voulons lier les taux de migration de certaines régions aux caractéristiques de ces régions.) Cela est surtout dû au fait que les données du recensement mesurent plus les caractéristiques personnelles à un moment donné que les changements (récents ou futurs) qu'enregistrent ces caractéristiques. Pour exâminer ce problème, nous avons modifié la série de données de deux façons et avons employé un nouveau modèle. D'abord, l'état matrimonial a été ventilé en cinq catégories définies selon la date de mariage, comme au chapitre 2. En second lieu, nous avons abandonné la distinction fondée sur le sexe et introduit un attribut représentant approximativement la mobilité antérieure (à savoir si la province de résidence en 1966 était la même que la province de naissance).

En introduisant un critère relatif à la mobilité géographique antérieure, on supposait que celle-ci serait significativement corrélée avec des changements récents de certaines dimensions du statut social (par exemple, un changement d'ordre professionnel). Il serait toutefois souhaitable qu'on puisse mesurer la mobilité géographique pour une période voisine de 1966, mais antérieure au 1er juin 1966. Malheureusement, le fait qu'une personne résidait dans sa province de naissance au 1er juin 1966 n'est pas un bon indicateur des déplacements qu'elle a pu effectuer vers le 1er juin 1966. Les données du recensement ne permettent cependant pas de trouver une meilleure variable pour représenter la mobilité antérieure.

Lorsque nous avons modifié les données (de la façon indiquée précédemment), il a fallu changer certains éléments du modèle. Comme le suggèrent peut-être les deux paragraphes précédents, nous admettons maintenant l'hypothèse que les changements d'état matrimonial et la mobilité géographique récente (antérieure au 1er juin 1966) ont une incidence directe sur le nombre de déplacements intermunicipaux effectués par un répondant. (Dans l'ouvrage de Stone, 1975, on trouvera des fondements théoriques généraux qui peuvent aider à étayer ces hypothèses.) Cela semble nous amener à l'hypothèse selon laquelle les effets d'ordre zéro de l'état matrimonial (selon la date de mariage) et de la mobilité par rapport à la province de naissance (à savoir si la personne y résidait encore en 1966) contribuent largement à "expliquer" statistiquement la distribution du nombre de déplacements dans l'échantillon considéré. Par conséquent, ces deux effets d'ordre zéro sont introduits dans le modèle, ce qui fait passer l'exposant de la formule d'un quart à un sixième (voir l'équation (2)).

Étant donné les modifications apportées à la série de données et au modèle, il nous est impossible de comparer les coefficients de la précision de ce modèle plus détaillé à ceux du modèle représenté par l'équation (2); nous pouvons cependant déterminer si le fait d'introduire deux attributs plus sensibles que ceux de l'équation (2) aux changements récents et prospectifs de statut social modifiera

sensiblement la contribution relative de l'âge "uniquement"[13]. L'hypothèse voulant que la forte prédominance de l'âge dans l'analyse précédente (voir le tableau 3.1) soit en partie due au fait que l'âge représente (est en corrélation avec) des aspects non mesurés de certains changements de statut, qui sont des facteurs importants de la mobilité, pourrait être confirmée par les données; il faudrait pour ce faire que la contribution de l'âge diminue considérablement lorsqu'on emploie un modèle plus détaillé (comparativement au modèle représenté par l'équation (2)) par suite d'un effet statistique dont à la fois l'âge et d'autres attributs du modèle sont conjointement responsables.

La comparaison des tableaux 3.1 et 3.5 nous incite à le croire. Dans le tableau 3.5, la prédominance de l'effet d'ordre zéro de l'âge est beaucoup moins

Voir note(s) à la page 93.

TABLEAU 3.5. Analyse multidimensionnelle[1] de la répartition du nombre de déplacements, population âgée de 20 - 64 ans, Canada, 1966 - 1971

(Y compris en fonction de la date du mariage et statut de la province de naissance)[1]

Effet	Contribution à la réduction du chi-deux[2]	Coefficient d'association[3]
Modèle de référence	100.0	0.45
Effets d'ordre zéro:		
Âge	39.1	0.45
Scolarité	6.3	0.07
Statut de la province de naissance	1.1	0.01
État matrimonial selon la date du premier mariage	27.3	0.30
Profession	4.1	0.04
Langue maternelle	2.7	0.03
Effets d'ordre supérieur:		
Profession étant donné l'âge et la scolarité	1.4	0.01
Scolarité étant donné l'âge	3.0	0.03
État matrimonial selon la date du premier mariage étant donné l'âge et la langue maternelle	8.7	0.09

[1] Les catégories d'attributs sont présentées à l'annexe B. Les données qui ont servi au présent tableau sont différentes de celles qui ont permis d'établir le tableau 3.1: la population n'y est pas répartie selon le sexe, et les données tiennent compte de la date du mariage et de la province de naissance. Il s'ensuit que les coefficients de ces deux tableaux ne sont pas comparables, à moins qu'on ne prenne en compte le nombre de degrés de liberté.
[2] Voir la note 2 du tableau 3.1.
[3] Voir la note 3 du tableau 3.1.

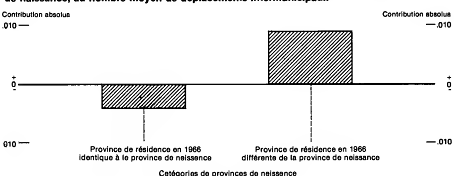
Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

remarquable qu'au tableau 3.1. Dans le modèle plus détaillé, les caractéristiques d'état matrimonial (définies selon la date du mariage) contribuent de façon importante à la performance du modèle. D'après le tableau 3.1, il est permis de dire que l'effet d'ordre zéro de l'âge est à l'origine de 64 % de la performance du modèle de référence, alors que ce pourcentage n'est plus que de 39 % au tableau 3.5. Cette chute n'est cependant pas imputable à une forte corrélation entre l'âge et les indicateurs de changement d'état matrimonial.

Il convient de souligner que l'attribut "province de naissance" qui a été introduit dans le modèle plus détaillé contribue légèrement à la performance du modèle, mais que cette contribution se fait dans la "direction" attendue (voir le graphique 3.14). Chez les personnes qui, au 1er juin 1966, ne résidaient pas dans leur province de naissance, le nombre moyen de déplacements intermunicipaux était plus élevé que chez celles qui y habitaient encore. Le graphique 3.14 montre que cette conclusion se vérifie même lorsqu'on a retiré de la moyenne la contribution des six autres attributs du nouveau modèle.

Graphique — 3.14

Mesures de la contribution de chacune des catégories définies selon la province de naissance, au nombre moyen de déplacements intermunicipaux



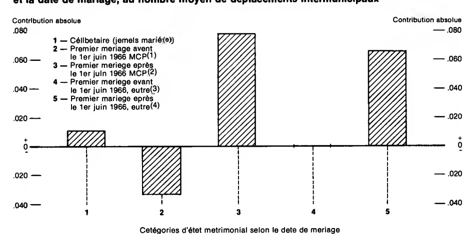
Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

La contribution de l'attribut "état matrimonial selon la date de mariage" se fait aussi dans la "direction" prévue. Comme on l'a vu au chapitre 2, les personnes qui se sont mariées après le 1er juin 1966 étaient nettement plus mobiles que la moyenne. Il faut toutefois souligner que pour ces personnes, les données du recensement ne nous permettent pas de distinguer (par des tests d'hypothèses) les relations de cause à effet qui existent entre la migration et le changement d'état matrimonial. Nous savons simplement qu'il y avait un lien entre un changement d'état matrimonial arrivé après le 1er juin 1966 et une mobilité intermunicipale supérieure à la moyenne (les raisons en sont évidentes). Le graphique 3.15 montre que ce fait se vérifie même lorsqu'on retire statistiquement les contributions qui apportent à la mobilité moyenne les autres effets de composition qui sont sans

rapport avec l'état matrimonial (éliminant ainsi les contributions qui sont communes à l'état matrimonial et à d'autres attributs explicatifs à cause des interrelations qui existent entre eux).

Graphique — 3.15

Mesures de la contribution de chacune des catégories définies selon l'état matrimonial et la date de mariage, au nombre moyen de déplacements intermunicipaux



(1) Marié(e), conjoint présent, date du premier mariage: avant le 1er juin 1966.
(2) Marié(e), conjoint présent, date du premier mariage: après le 1er juin 1966.
(3) Marié(e), conjoint absent, séparé(e), veuf(ve) ou divorcé(e), date du premier mariage: avant le 1er juin 1966.
(4) Marié(e), conjoint absent, séparé(e), veuf(ve) ou divorcé(e), date du premier mariage: après le 1er juin 1966.

Source: Recensement de 1971, chiffres non publiés.

En somme, les données des tableaux 3.1 et 3.5 et du graphique 3.15 n'apportent pas beaucoup d'éléments nouveaux concernant l'hypothèse selon laquelle la prédominance de l'âge dans l'analyse est en partie due au fait que cet attribut est lié à certains aspects des modifications de statut, changements d'état matrimonial, d'emploi, ou d'études, changements qui figurent parmi les principaux déterminants de la mobilité géographique. Malheureusement, les données du recensement ne se prêtent pas bien à une analyse plus détaillée des interrelations existant entre la mobilité et les changements de statut. De plus, les fondements théoriques devraient être approfondis (voir Stone, 1975). Étant donné le rôle essentiel joué par l'âge dans notre étude de la mobilité, il convient d'effectuer de plus amples recherches pour "disséquer" l'effet de l'âge, probablement à partir de données qui ne proviennent pas du recensement.

3.8. Conclusion

Nous ne ferons ici que quelques brèves remarques étant donné que les conclusions sont exposées à la section 3.1. Dans ce chapitre, nous avons

délibérément choisi de ne pas étudier les caractéristiques des régions canadiennes entre lesquelles s'effectuent les mouvements migratoires; nous avons préféré nous pencher sur les caractéristiques démographiques qui distinguent les migrants des non-migrants, et les migrants très mobiles de ceux qui sont plutôt immobiles. Il s'agit donc d'une étude démographique du comportement de certains groupes de Canadiens, et non d'une étude quantitative des migrations entre les diverses régions canadiennes. Dans le prochain chapitre, nous tenterons de voir en quoi cette analyse a pu améliorer les connaissances sur les Canadiens.

Par cette étude, nous cherchions à vérifier, dans le cadre d'une recherche particulière et d'un modèle explicatif, ce que suggéraient les données du recensement de 1971 au sujet de l'incidence de la composition d'un groupe démographique sur sa fréquence de mobilité (c'est-à-dire sur le nombre de fois où ses membres ont changé de municipalité à l'intérieur du Canada). Il s'agissait donc de déterminer dans quelle mesure nous pourrions améliorer la précision de la distribution estimée de la mobilité intermunicipale d'un groupe donné, en supposant, dans un modèle, qu'il existe certaines relations entre cette distribution et la composition du groupe démographique en question. Nous voulions aussi utiliser une méthode d'analyse utilisant des données brutes qui se présentent sous la forme de totalisations et non de dossiers personnels, puisque c'est ainsi qu'elles se présentent à presque tous les usagers des données du recensement. Cette méthode devait nous permettre de déterminer en quoi l'amélioration de la "précision prévisionnelle" est imputable aux effets respectifs de certains attributs explicatifs, et de mesurer statistiquement les contributions de ces divers effets. Les détails de cette méthode ont été élaborés spécifiquement pour la présente étude bien que sa forme générale ait déjà été décrite dans d'autres ouvrages. Pour ce faire, nous avons eu recours, en les adaptant considérablement, à quelques méthodes récemment publiées qui permettent d'effectuer une analyse multidimensionnelle des tableaux à double entrée (tableaux de contingence); la nouvelle méthode s'applique très bien à des données comme celles du recensement.

Compte tenu des travaux antérieurs faits à ce sujet, il n'est pas surprenant de constater que l'analyse met en évidence une liaison multidimensionnelle systématique entre la fréquence des déplacements d'un groupe et divers aspects de la composition démographique et socio-économique de ce groupe. Le modèle n'a toutefois pas beaucoup amélioré la "précision prévisionnelle", bien que les contributions des effets des attributs explicatifs choisis se soient presque toujours orientées dans les directions prévues par la théorie.

Concrètement, les conclusions principales de notre étude ne sont donc pas particulièrement nouvelles puisqu'elles confirment en grande partie les résultats des ouvrages déjà publiés. Cette confirmation demeure toutefois importante car elle provient de l'analyse d'un ensemble unique de données du recensement, celles sur la fréquence des déplacements intermunicipaux. Notre étude fournit aussi des mesures quantitatives à l'appui des conclusions générales, mesures qui sont fondées sur les données du recensement de 1971.

Les résultats de nos travaux devraient inciter les personnes qui se penchent sur les questions de migration à poursuivre les recherches dans ce domaine. D'abord, certains analystes estiment que les théories sur la mobilité géographique qui sont centrées sur des attributs (par exemple, l'âge, la scolarité, la profession) possédés **à un moment donné** par des migrants potentiels sont fondamentalement mal orientées sur le plan analytique. Bien que les données du recensement conviennent très peu à des recherches plus poussées dans ce domaine, notre analyse confirme qu'analytiquement, les théories sur la migration devraient être réorientées vers les relations entre la migration et les changements dans les caractéristiques personnelles ou familiales. Plus précisément, les données du recensement montrent clairement que les "effets de l'âge" prennent largement le pas sur les "effets de la profession" et les "effets de l'instruction" (lorsque ces derniers sont mesurés à un moment donné), et que la prise en compte des modifications de statut semble contribuer fortement à expliquer statistiquement la répartition de la fréquence de mobilité; or, les changements de statut sont très regroupés à certains moments de la vue d'une personne. Par ailleurs, en soulignant si fortement l'effet "indépendant" de la composition par âge d'une population sur sa distribution de fréquence de mobilité, notre analyse devrait inciter les chercheurs à reconsidérer ces résultats dans le cadre du recensement et d'autres champs d'étude, ainsi qu'à disséquer les "effets de l'âge" en leurs diverses composantes.

NOTES

[1] Dans ce texte, le verbe "prévoir" est souvent placé entre guillemets parce qu'il ne doit pas être interprété littéralement. Cette mise en garde s'applique surtout lorsque le tableau à double entrée d'où sont tirées les données servant à tester le modèle est le même que celui utilisé pour estimer les paramètres du modèle. Dans ce cas, on choisit généralement d'ajuster le modèle aux données.

[2] Le terme "explicatif" est placé entre guillemets pour indiquer qu'il revêt un sens particulier dans le cadre du type de recherche que nous effectuons. En effet, dans ce genre d'analyse, on choisit généralement (mais pas toujours) une variable particulière comme "objet à expliquer" et on l'appelle "variable dépendante". On tente ensuite d'interpréter ou de comprendre la variation de la variable dépendante en la mettant en relation avec d'autres variables, qui, elles, sont appelées les variables explicatives. Les qualificatifs "dépendante" ou "explicative" qu'on applique à une variable donnée ne s'appliquent qu'à un problème particulier, et même dans le cadre du problème en question, le choix du qualificatif est laissé à la discrétion de l'analyste. Dans le reste du texte, le mot "explicatif" ne sera plus mis entre guillemets, mais conservera le sens particulier que nous venons de définir.

[3] On obtient une variante en supprimant un ou plusieurs des éléments du modèle (ou en leur donnant une valeur égale à un).

[4] Pour calculer l'importance ou l'allure de la contribution d'un attribut donné à la performance d'un modèle, il faut nécessairement suivre une démarche en deux phases, à savoir les calculs statistiques et l'interprétation causale. Lorsqu'on étudie la nature de cette démarche, il est évident qu'attribuer une contribution à un facteur explicatif particulier ne vaut que dans le contexte du modèle énoncé et de ses variables calculées. La contribution attribuée à un facteur donné est fonction de la contribution attribuée à d'autres facteurs qui sont aussi mesurés dans le modèle en question. Pour montrer toute l'importance de cette remarque, on n'a qu'à considérer le cas d'une variable explicative calculée qui, en fait, n'aurait aucune signification causale (dans la détermination de la variable dépendante), mais qui représenterait une combinaison de facteurs significatifs qui ont été mesurés (c'est-à-dire qui serait fortement corrélée avec eux).

[5] Ce genre de modèle présuppose que les données brutes ont trait à des groupes démographiques et non à des individus. L'incidence d'un attribut "explicatif" particulier est alors mesurée en fonction de certaines proportions conditionnelles (voir l'annexe C, section C.1) qui conviennent à des données sur des groupes de personnes, plutôt qu'en fonction des valeurs réelles que prennent les attributs.

L'analyse de régression sert aussi à déterminer l'allure de liaisons multidimensionnelles; mais dans les modèles de régression, chaque attribut est représenté par sa valeur réelle (chaque valeur observée étant estimée pour une personne ou un cas échantillonné). L'incidence de cet attribut est alors mesurée en fonction de certains aspects des liaisons statistiques qui existent entre les valeurs estimées de tous les attributs. Cette approche présuppose que les données brutes portent sur des personnes et non sur des groupes démographiques. Or, les utilisateurs des données du recensement travaillent plus souvent sur des totalisations établies pour des groupes et non des personnes.

[6] Les concepts d'effet direct et d'effet d'ordre supérieur sont étudiés à la section C.1 de l'annexe C.

[7] Lorsqu'on les réunit, les quatre hypothèses ressemblent à un modèle de régression multiple du premier degré, qui est le type de modèle de régression le plus fréquemment employé dans les études sur les migrations.

[8] Afin de "prévoir" le nombre conditionnel moyen de déplacements, on utilise les valeurs des termes $\hat{Pr}(M_k|S_vA_qN_pX_gW_bE_u)$ qui sont données par l'équation (2). Pour une combinaison particulière des valeurs de v,q,p,g,b et u, on peut déterminer le nombre conditionnel moyen de déplacements à l'aide de la formule suivante:

$$\bar{M}_{k|vqpgbu} = \sum_k M_k \cdot Pr(M_k|S_vA_qN_pX_gW_bE_u), \text{ où}$$

$M_k = (0,1,2,3,5)$. La moyenne de ces moyennes conditionnelles pour une valeur donnée de v est donnée par:

$$\frac{1}{QM.PM.GM.BM.UM} \sum_{q=1}^{QM} \sum_{p=1}^{PM} \sum_{g=1}^{GM} \sum_{b=1}^{BM} \sum_{u=1}^{UM} \bar{M}_{k|vqpgbu}.$$

La moyenne correspondante des moyennes observées est tirée de la même formule, sauf que l'accent circonflexe "^" est abandonné pour indiquer que $Pr(M_k|S_vA_qN_pX_gW_bE_u)$ représente des données observées et non des chiffres obtenus à l'aide de l'équation (2).

Les moyennes calculées sont ensuite transformées en taux de mobilité intermunicipale en les multipliant par 100 et en les divisant par cinq.

[9] En appliquant au modèle la méthode décrite à l'annexe C, on peut obtenir 63 effets de composition pour les six attributs explicatifs. Lorsque les 63 effets sont spécifiés dans un modèle, celui-ci est alors qualifié de "complet" (ou encore de "saturé"). Le modèle complet correspond à un modèle de régression dont le nombre de variables est exactement égal au nombre d'observations de l'échantillon, un modèle dont le coefficient R^2 est forcément égal à 1.0, si les données employées pour tester le modèle sont les mêmes que celles qui ont été utilisées pour estimer ses paramètres.

[10] Posons que "$\hat{Pr}(M_k|S_vA_qN_pX_gW_bE_u)$" représente la proportion conditionnelle de la catégorie k du nombre de déplacements (v,q,p,g,b et u étant donnés), qui est "prévue" par un modèle particulier. Pour une valeur d'âge donnée, A_q, on peut définir la proportion moyenne "prévue" de la façon suivante:

$$\frac{1}{VM.PM.GM.BM.UM} \sum_{v=1}^{VM} \sum_{p=1}^{PM} \sum_{g=1}^{GM} \sum_{b=1}^{BM} \sum_{u=1}^{UM} \hat{Pr}(M_k|S_vA_qN_pX_gW_bE_u).$$

On peut obtenir une approximation de la distribution moyenne "prévue" de la population sur des catégories de k, pour une valeur donnée de q, en appliquant la formule que nous venons de présenter à chacune des valeurs de k. La somme des KM proportions moyennes $(k = 1,2, \ldots, KM)$ ainsi calculée peut être divisée en chacune de ces proportions afin de les ajuster, de façon à ce que la somme ajustée soit égale à 1.0.

Pour une valeur fixe de k (c'est-à-dire en considérant une catégorie particulière définie selon le nombre de déplacements), la proportion moyenne que nous venons de définir ne variera pas selon les groupes d'âge, si tous les effets de composition qui ont un rapport avec l'âge sont exclus du modèle. Dès qu'on réintroduit un seul effet de composition impliquant l'âge, la proportion moyenne peut varier en fonction de l'âge. La différence entre les proportions variables et les proportions constantes que nous venons de mentionner comprend les mesures de la contribution moyenne absolue de chacune des catégories d'âge.

[11] La note 10 indique qu'à chacune des valeurs d'âge correspond une répartition moyenne "prévue" de la population selon le nombre de déplacements intermunicipaux. À partir de ces répartitions et de la méthode décrite à la note 8, on peut calculer un nombre moyen "prévu" de déplacements pour chaque valeur de l'âge. Si l'on prend une variante du modèle qui exclut complètement l'attribut "âge", la moyenne ne variera pas selon l'âge. Lorsqu'on réintroduit dans le modèle un seul effet de composition qui implique l'âge, le modèle n'est plus indépendant de l'âge. La différence entre les moyennes variables et les moyennes constantes que nous venons de mentionner mesure la contribution moyenne absolue du facteur impliquant l'âge, au nombre moyen de déplacements intermunicipaux de la population globale.

[12] La méthode générale qui a permis d'obtenir ces moyennes est présentée plus haut, à la note 10.

[13] Cette contribution est mesurée dans le cadre d'un modèle donné; elle est donc relative à d'autres attributs définis par le modèle, mais elle est "unique" en ce sens que la contribution des autres faeteurs a été "éliminée" antérieurement. Si une grande partie de l'effet de l'âge (voir le modèle représenté par l'équation (2)) est le fruit d'une corrélation entre l'âge et les deux variables-substituts qui ont été introduitcs pour représenter les changements de statut, alors l'importance relativc dc la contribution "unique" de l'âge diminue sensiblement. Cependant, eette baisse peut être due à une forte contribution indépendante des variables-substituts; dans ce cas, l'effct eommun des attributs explicatifs sera faible, alors que l'effet "unique" des variables-substituts sera fort, en termes relatifs, comme l'indiquent les donnécs.

CHAPITRE 4

RAMIFICATIONS DU TRAVAIL ET RECHERCHES FUTURES

Le lecteur qui chercherait ici à en apprendre plus au sujet des mouvements migratoires entre les régions canadiennes serait déçu. En effet, notre étude est axée sur d'autres aspects de la mobilité canadienne: quelles sont les personnes qui ont tendance à être mobiles, comment elles se distinguent des personnes qui ne sont pas mobiles et quelles caractéristiques personnelles permettent d'expliquer l'hypermobilité. Bref, il s'agit d'une étude qui porte sur la démographie canadienne et non sur la géographie régionale du Canada, et qui s'intéresse donc surtout à la population et à son comportement migratoire.

Le recensement de 1971 a fourni des renseignements uniques sur le nombre de fois que certains groupes de Canadiens ont déménagé d'une municipalité à une autre entre le 1er juin 1966 et le 1er juin 1971 (la fréquence de la mobilité intermunicipale). Peu de pays ont posé cette question dans leur recensement et c'était la première fois que le Canada le faisait. Les renseignements tirés des réponses à cette question nous donnent une image plus précise du niveau de la mobilité intermunicipale des divers groupes de Canadiens, que ne le font les questions plus courantes sur la migration. Ces données peuvent servir à mettre en évidence un aspect de la mobilité géographique des Canadiens qui, jusqu'à maintenant, n'avait été révélé que très superficiellement par les estimations de la mobilité annuelle des populations des provinces et du pays. Par ce travail, nous cherchons essentiellement à aider les Canadiens intéressés à tirer profit de tout ce que leur offre le recensement, en leur présentant une étude synthétique sur la fréquence des déplacements intermunicipaux. Plus précisément, nous avons tenté d'expliquer la fréquence de mobilité d'un groupe démographique donné, en fonction de certaines caractéristiques de la composition du groupe comme l'âge, la langue maternelle, la scolarité, l'état matrimonial, la profession, etc. On peut maintenant se demander en quoi ce genre d'information est utile.

La plupart des gens qui s'intéressent à l'élaboration, à la mise en oeuvre ou à l'évaluation des politiques dans le cadre desquelles la mobilité de la population est une variable décisive, ont évidemment intérêt à connaître de façon systématique le comportement migratoire des Canadiens: il s'agit notamment des fonctionnaires qui se penchent sur les problèmes de croissance dans certaines régions du Canada, des spécialistes en mobilité de la main-d'oeuvre, de ceux qui s'occupent de fournir des services qui dépendent du renouvellement de certains sous-groupes de population dans des régions données, et des citoyens qui se préoccupent de savoir si les politiques gouvernementales touchant la mobilité sont justes, bien fondées et efficaces. Quelles sont les caractéristiques démographiques qui leur permettent d'évaluer la mobilité d'un groupe ou de déterminer le genre de personnes qui sont le plus susceptibles de réagir à des mesures visant implicitement ou explicitement à stimuler (ou à décourager) les mouvements migratoires? En quoi est-il réaliste de vouloir modifier le niveau de mobilité d'un groupe démographique ayant une

composition donnée? La présente étude apporte des éléments de réponse à ces questions. Lorsqu'on établit ou évalue des politiques du genre de celles mentionnées plus haut, on ne peut éviter de formuler des hypothèses.

Certains gouvernements provinciaux ont adopté une politique "de sédentarité" à l'égard d'une partie de leurs collectivités rurales: il s'agit d'inciter les résidents de ces collectivités à y demeurer, c'est-à-dire de réduire le taux d'émigration (ou de le garder faible) ou d'attirer des non-résidents vers ces régions. Il y a lieu de croire que l'objectif peut être atteint en modifiant certains aspects de ces régions ou en accordant des subventions aux non-migrants. Mais pour ce faire, il faut d'abord poser des hypothèses quant au niveau normal de mobilité, quant à la propension à la mobilité des groupes d'immigrants et d'émigrants internes potentiels et quant au type de personnes qui sont le plus susceptibles de réagir à des modifications des caractéristiques régionales ou à des octrois de subventions. Si l'on veut que de telles hypothèses soient réalistes, elles doivent être fondées sur une connaissance systématique du comportement migratoire des Canadiens.

Dans certaines parties du pays où le renouvellement trop fréquent de la population et de la main-d'oeuvre constitue un problème chronique, les autorités locales cherchent à stabiliser l'offre du travail en rendant ces régions plus intéressantes aux yeux des migrants susceptibles de s'y établir en permanence. Quelles sont les caractéristiques qui définissent ce type de migrant? Quel est le pourcentage des migrants qui déménagent fréquemment et sont donc peu susceptibles de s'établir en un endroit quel qu'il soit? On ne peut répondre à ces questions qu'après avoir étudié en profondeur le phénomène de la mobilité au Canada.

À l'avenir, il est probable que le gouvernement tentera souvent d'inciter les immigrants à s'établir dans des régions désignées du Canada. Pour que ces mesures réussissent, faudra-t-il que les nouveaux immigrants manifestent des taux de mobilité nettement inférieurs à la normale? Dans ce cas, quel type d'incitations utilisera-t-on? Il nous est tout à fait impossible de répondre à ces questions si nous ne possédons pas, au préalable, des connaissances de base sur les différences qui existent entre les fréquences de mobilité des divers groupes de Canadiens.

De temps à autre, les gouvernements annoncent des programmes de mobilité visant à aider des personnes à quitter les régions qui sont économiquement en perte de vitesse. Dans d'autres cas, on cherche à décourager les gens de s'établir dans certaines régions, dans le cadre d'un programme général ayant pour but de freiner la croissance de la population d'une collectivité. Toutefois, la réaction des individus face à ces mesures dépend de leurs attributs démographiques et socio-économiques. Peut-on connaître l'effet net des mesures adoptées lorsque la réaction est beaucoup plus forte dans certains groupes que dans d'autres? Se pourrait-il par exemple que dans une région en crise, la réussite d'un programme d'aide à la mobilité provoque un exode excessif des personnes qui, elles, devraient y demeurer? Encore une fois, on constate qu'il est impossible de répondre

convenablement à ce type de questions si l'on n'a pas étudié le comportement migratoire des Canadiens, indépendamment du niveau des migrations qu'enregistrent les diverses régions du pays.

En somme, les études qui sont axées sur la mobilité géographique des Canadiens sans tenir compte des régions entre lesquelles se produisent les déplacements constituent une source importante de données. En fait, il faut effectuer diverses études sur les migrations, et comme il est impossible de traiter en une fois de tous les aspects de la mobilité, d'autres recherches seront indispensables.

Il est évident que les enseignements de cette étude seront encore plus importants si on les confronte avec d'autres données sur la mobilité canadienne, plus particulièrement celles qui portent sur les aspects régionaux des migrations. Ainsi, on devrait pouvoir prévoir avec plus de précision les effets que les politiques régionales sont susceptibles d'avoir sur la mobilité géographique.

Les remarques précédentes s'adressent tout autant aux citoyens intéressés qu'aux fonctionnaires ou aux employés qui doivent prendre la mobilité d'une population en considération dans leur travail. En effet, ce sont les citoyens qui réagiront aux politiques et les évalueront, et pour ce faire, ils doivent avoir directement accès à l'information; ils peuvent alors juger en connaissance de cause du bien-fondé, de l'impact et du caractère légitime des mesures relatives à la mobilité. C'est pour cette raison qu'il convient de mettre à la disposition des citoyens des renseignements synthétiques concernant la mobilité des Canadiens.

Enfin, notre dernier objectif, mais non le moindre, était de satisfaire la curiosité des gens qui s'intéressent simplement aux divers groupes composant la population canadienne; le genre de mobilité géographique qu'on observe chez ces groupes constitue un aspect important de leur comportement démographique et économique, et peut être étudié comme une dimension importante de la population et de l'organisation des collectivités qui vivent sur le territoire canadien. L'intérêt pour de telles études se manifeste surtout chez les étudiants et les professeurs, ainsi que chez certaines personnes dont la curiosité intellectuelle à l'égard de la population canadienne a été éveillée par divers facteurs. Cet intérêt répond à un désir tout aussi légitime que les besoins collectifs que doit satisfaire l'État (comme dans le domaine de la santé, de la défense militaire, des galeries d'art et des divertissements, où l'État doit aussi créer des biens collectifs), et tout état démocratique moderne se doit d'offrir à ses citoyens les "biens collectifs" qui leur permettent de s'informer.

Un des objectifs les plus importants d'une étude comme la nôtre devrait être d'inciter des gens à approfondir les recherches sur la mobilité canadienne, ce que nous avons fait d'au moins deux façons.

Premièrement, nous voulions dégager les grands traits qui caractérisent les multiples changements de résidence des Canadiens et tenter de les interpréter.

Pour bien comprendre ce phénomène, il faudrait effectuer des recherches beaucoup plus approfondies à l'aide de données provenant de différentes sources. Une des orientations que nous proposons consisterait à décomposer de façon scrupuleuse la forte corrélation existant entre l'âge et la mobilité géographique de manière à faire ressortir plus clairement les variables non mesurées dont les effets sont "fondus" dans ceux de l'âge.

À partir des données du recensement, nous avons fait quelques pas en ce sens, mais sans obtenir de résultats vraiment concluants. Il semble que l'âge reflète les liaisons étroites qui existent entre les changements de statut et la mobilité géographique; malheureusement, les données du recensement de 1971 (comme celles de la plupart des recensements nationaux) n'offrent que peu de possibilités de mesurer les changements de statut qui pourraient être associés à la mobilité géographique.

Les données du recensement suggèrent fortement qu'il existe une ressemblance générale entre les types de fréquence de mobilité des divers groupes démographiques, mais aussi certaines différences systématiques liées à la composition des groupes relativement à l'âge, la langue maternelle, la scolarité, et l'état matrimonial. Cette étude a permis de quantifier la contribution statistique de certains facteurs explicatifs, à l'aide d'un modèle conçu spécialement pour traiter les données du recensement sous leur forme habituelle. Nous espérons que la présentation et l'application de ce modèle inciteront d'autres chercheurs à utiliser les tableaux à double entrée du recensement, pour leurs travaux qui nécessitent une analyse multidimensionnelle.

ANNEXE A

LES DONNÉES DU RECENSEMENT DE 1971 SUR LES MIGRATIONS

A.1. Questions du recensement et méthode d'estimation

Dans la présente étude, nous avons utilisé les données sur les migrations tirées essentiellement de deux questions du recensement de 1971, qui ont été posées à un échantillon systématique d'un tiers des ménages privés de tous les secteurs d'autodénombrement, à tous les ménages des secteurs recensés par un agent et à tous les résidents permanents de logements collectifs. Dans le recensement de 1971, 97 % de la population a été recensée par autodénombrement et 3 % l'a été par la méthode plus traditionnelle de l'interview sur place. Cette dernière fraction se composait surtout de résidents des régions éloignées (régions septentrionales des 10 provinces, Territoires du Nord-Ouest, Yukon, etc.) et de personnes résidant dans les établissements.

Quelques caractéristiques générales des données du recensement sur la migration, ainsi que de leurs principales sources d'erreur, ont été présentées à l'annexe B d'une monographie du recensement de 1961 (Stone, 1969). Les lecteurs qui s'intéressent à la qualité des données sont priés de consulter cet ouvrage, les renseignements généraux qui y sont donnés n'étant pas repris ici. Pour obtenir plus de détails concernant les méthodes d'échantillonnage employées pour le recensement de 1971, les lecteurs devraient se référer à l'ouvrage de Dodds (1971).

Pour le recensement de 1971, les ménages canadiens ont été répartis en deux groupes. Le premier comprenait les ménages privés, soit une personne ou un petit groupe de personnes habitant un logement ordinaire. Le deuxième groupe, constitué des ménages dits "collectifs", englobait les hôtels, les grandes pensions de 10 chambreurs ou plus, les établissements, les hôpitaux, les camps militaires, les camps de bûcherons et les autres institutions de même nature. Les personnes vivant en ménage collectif ont encore été divisées en deux groupes: les "permanents" et les "temporaires". Les résidents permanents d'un ménage collectif n'avaient pas de résidence habituelle ailleurs au Canada, et l'on considérait qu'ils faisaient partie de la population du logement collectif. Les résidents temporaires étaient recensés au logement collectif, mais étaient comptabilisés avec la population de leur lieu de résidence habituel. En 1971, environ 97.5 % de la population canadienne vivait en ménage privé.

La plus grande partie des données qui ont servi à cette étude provenait des deux questions suivantes:

26. Où habitiez-vous il y a 5 ans, c'est-à-dire le 1er juin 1966?

- O Dans le même logement ——→ **PASSEZ À LA QUESTION 28**
- O Dans la même ville, le même village, la même municipalité (*mais pas dans le même logement*)
- O En dehors du Canada
- O Dans une autre ville, un autre village, une autre municipalité du Canada, indiquez-en le nom

- -
Ville, village ou municipalité, etc.

- - - - - - - - - - - - - - - - - - -   - - - - - - - - - - - - - - - - - - -
Comté   Province

IMPORTANT: *Si vous demeuriez en banlieue d'une grande ville, indiquez le nom de la municipalité de banlieue et non pas celui de la ville.*

27. Combien de fois avez-vous **DÉMÉNAGÉ** pour vous installer dans une autre ville, un autre village, ou une autre municipalité du Canada depuis le 1er juin 1966?
Comptez 2 déménagements si vous avez quitté un endroit puis y êtes revenu plus tard.

O Aucune	O 2	O 4
O 1	O 3	O 5 ou plus

Nous avons aussi utilisé des données sur la mobilité tirées de la question suivante, qui s'adressait aux personnes nées en dehors du Canada:

12. Si vous êtes né **EN DEHORS DU** Canada, quand avez-vous immigré au Canada pour la première fois?

O Avant 1931	O 1956–1960	O 1967–1968
O 1931–1945	O 1961–1964	O 1969
O 1946–1950	O 1965	O 1970
O 1951–1955 •	O 1966	O 1971 •

Malheureusement, aucune question ne visait à déterminer l'année d'immigration au Canada des personnes qui, nées au Canada, ont émigré ailleurs, et sont ensuite revenues au Canada comme immigrants.

Les questions mentionnées plus haut ont été posées pour toutes les personnes de l'échantillon âgées d'au moins 15 ans au 1er juin 1971 (c'est-à-dire nées avant le 1er juin 1956). Les personnes comprises dans l'échantillon qui étaient nées après le 1er juin 1966 ont été exclues des données sur la migration.

Aux personnes faisant partie d'une famille et âgées de 5 - 14 ans au 1er juin 1971, on attribuait le statut migratoire du chef de famille. Pour les personnes hors famille âgées de 5 - 14 ans on attribuait le statut de mobilité du chef de ménage. Outre ces deux derniers cas, certaines personnes ayant répondu de façon incomplète aux questions relatives à la mobilité se sont aussi vues attribuer un statut de mobilité, à l'aide d'une technique complexe de contrôle des données et de répartition (voir la section A.2).

Les totaux ont été estimés en appliquant aux réponses de l'échantillon une technique d'estimation par la méthode des quotients, plus complexe que celle utilisée pour le recensement de 1961 (voir Stone, 1969, p. 329). Cette méthode d'estimation utilisait les chiffres totaux de la population (obtenus par dénombrement exhaustif) pour extrapoler les chiffres tirés de l'échantillon. Ainsi, l'estimation de la population totale ayant la caractéristique "x" est donnée par la formule suivante:

$$N_x = C_x \cdot \left[\frac{N}{C}\right] \text{ où}$$

C_x représente le nombre de personnes de l'échantillon ayant la caractéristique x; N/C est un coefficient de pondération; C est une fonction de la taille de l'échantillon; et N est une fonction de la taille de la population totale.

En principe, les fonctions N et C ont été définies pour un sous-groupe particulier de la population, par exemple les hommes de 20 - 34 ans qui habitent Ottawa. Les attributs qui ont servi à définir le sous-groupe avaient tous été couverts par le recensement exhaustif de la population. On pouvait donc évaluer les fonctions en posant simplement que N représentait le nombre total de personnes recensées d'un sous-groupe donné, et que C représentait la fraction qui faisait partie de l'échantillon. Cependant, lorsqu'on fait la somme des N_x pour toutes les valeurs de x et toutes les catégories d'attributs qui définissent le sous-groupe mentionné plus haut, on n'obtient pas nécessairement le même total que celui du recensement exhaustif de la population. Pour résoudre ce problème, on a effectué un calcul en plusieurs phases pour obtenir la valeur choisie pour N/C.

La première étape du calcul du coefficient de pondération (N/C) consistait à déterminer un niveau géographique où l'on était assuré que les estimations de l'échantillon correspondraient aux chiffres de la population. Il fallait ensuite préciser les sous-groupes auxquels l'estimateur serait appliqué. Les sous-groupes ont été définis par les diverses cases d'un tableau à double entrée comprenant les variables suivantes: langue (anglais, français ou autre), âge, sexe, état matrimonial, logement agricole ou non, statut à l'intérieur de la famille et composition de la famille. Les coefficients de pondération ont ensuite été calculés pour chaque case (définissant un sous-groupe donné) du tableau à double entrée, de telle sorte que faire la somme (sur les cases) de certaines estimations donnait des résultats égaux aux totaux de contrôle tirés des chiffres du recensement exhaustif. Pour ce faire, il

a fallu utiliser un algorithme itératif (Nargundkar, 1971; Brackstone, 1971). La dernière étape du calcul consistait à convertir les coefficients de pondération en nombres entiers, ce qui constituait une innovation par rapport aux données du recensement de 1961 où l'on avait conservé des coefficients de pondération fractionnaires.

A.2. Contrôle et imputation des données

Pour le recensement de 1971, le contrôle et l'imputation des données relatives aux migrations se sont faits sur une échelle beaucoup plus grande qu'en 1961. Il a fallu imputer des données pour les nombreuses personnes qui avaient donné des réponses incomplètes aux questions relatives à la mobilité. En général, lorsque les recensés ne répondaient pas à une partie (ou à aucune) des questions sur la migration, on enregistrait une réponse "artificielle" sur leur dossier (à l'aide d'un programme informatique).

On a fixé un ordre de priorité pour les sources d'information qui permettaient d'estimer indirectement les réponses manquantes. En premier lieu, on a utilisé les renseignements connexes donnés par le recensé lui-même et présumés exacts. Par exemple, si une personne avait déclaré qu'elle avait immigré au Canada après 1966 (question 12), on pouvait déduire une partie de sa réponse à la question portant sur la migration au cours de la période de cinq ans.

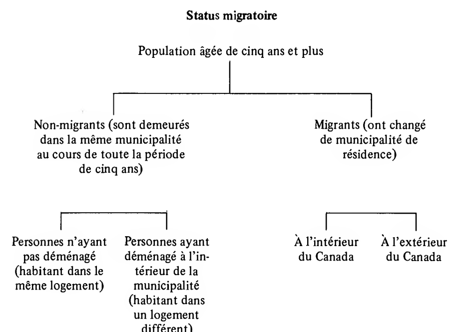
En second lieu, on s'est servi des renseignements, présumés exacts, fournis par les membres de la famille du recensé en question: on a donné la priorité aux proches parents qui, dans leurs dossiers, présentaient des renseignements en concordance avec certaines données du dossier du recensé. Par exemple, si l'on constatait qu'un répondant avait un conjoint et que ces deux personnes s'étaient mariées pour la première fois à la même date, on pouvait inscrire au dossier du recensé, en supposant que celui-ci soit incomplet, les mouvements migratoires déclarés par le conjoint.

Troisièmement, on a également imputé des réponses "artificielles", à partir des renseignements donnés par le dernier répondant analysé qui a déclaré un ensemble déterminé de variables (sexe, âge, scolarité, etc.) correspondant aux caractéristiques du recensé.

A.3. Concepts relatifs à la mobilité

La question 26 du questionnaire du recensement de 1971 est à l'origine de plusieurs définitions relatives à la mobilité utilisées dans cette étude et dans des bulletins du recensement. Cette question permet de connaître ce qu'il est convenu d'appeler les "données sur la migration au cours de cinq ans", dont les

caractéristiques et les limites ont déjà été présentées (voir Stone, 1969, pp. 6 - 8, 329 et 330). Le diagramme ci-dessous illustre les divers concepts de migrations utilisés:



Les **migrants** sont les personnes qui ont changé de municipalité de résidence au cours de la période de cinq ans allant du 1er juin 1966 au 1er juin 1971.

Les **non-migrants** sont ceux qui sont restés dans la même municipalité pendant toute la période de cinq ans.

Les **personnes ayant déménagé à l'intérieur de la municipalité** sont celles qui ont changé de logement à l'intérieur d'une même municipalité au cours des cinq ans.

Il est important de souligner que, contrairement aux bulletins du recensement de 1971 ou à la monographie de 1961 sur la migration, la présente étude comprend parmi les migrants les personnes qui ont changé de municipalité de résidence au moins une fois entre le 1er juin 1966 et le 1er juin 1971, mais qui ont déclaré qu'elles habitaient la même municipalité à ces deux dates. Cette différence mise à part, les définitions sont identiques à celles du recensement de 1971.

A.4. Évaluation des données

À cause de la méthode de contrôle et d'imputation décrite à la section A.2, les totaux des non-répondants tirés du fichier principal du recensement ne permettent pas de connaître suffisamment leurs caractéristiques, car il faudrait disposer d'un échantillon représentatif des dossiers du recensement avant le début de l'imputation. Or, seulement 5 % des dossiers ont été conservés sous leur forme originale, c'est-à-dire celle qu'ils avaient avant d'être soumis au contrôle informatique. Cependant, en raison des difficultés d'accès au fichier des données non imputées et de la présentation particulière des données de ce fichier, il nous a été impossible d'analyser ces dossiers, compte tenu du temps et des ressources dont nous disposions pour cette étude. D'ailleurs, on ne pouvait pas réellement affirmer que les dossiers n'avaient pas été du tout contrôlés, car ils avaient tout de même été soumis à un certain contrôle manuel. Par conséquent, il n'existe pas de tableaux du recensement de 1971 qui soient semblables aux tableaux clés présentés à l'annexe B de la monographie faite à propos du recensement de 1961. Étant donné que les réponses aux questions sur les migrations étaient souvent incomplètes, il nous est donc impossible de formuler des commentaires concernant les biais que pourraient renfermer les données du recensement.

Comme c'était déjà le cas lorsque nous avons rédigé l'étude sur les migrations à partir des données du recensement de 1961, il n'existe pas d'étude évaluant la qualité des données du recensement de 1971 sur les migrations (voir Norland, *et al.,* 1977). Nous avons déjà donné un aperçu des différents types d'évaluation possibles et des sources d'erreur qui peuvent se manifester (voir Stone, 1969, pp. 330 et 331).

Nous espérons qu'en temps et lieu, il sera possible de faire une évaluation du recensement de 1971, plus particulièrement de la qualité des réponses aux questions sur la mobilité, qui pourrait peut-être s'appuyer sur un échantillon de dossiers non contrôlés tirés des questionnaires originaux.

ANNEXE B

LES CATÉGORIES D'ATTRIBUTS

La spécification des variables a été guidée par une exigence, à savoir que toutes les variables soient des "polytomies", et par un souci d'économie dans le passage des divers tests sur ordinateur. En conséquence, certains attributs ont été divisés en catégories assez approximatives. Cependant, si l'on se fie aux recherches antérieures fondées sur ces mêmes attributs, on estime que les catégories définies permettent de saisir la plupart des aspects importants de la répartition de la population, pour chacun des attributs choisis. Idéalement, il faudrait tester les résultats de l'analyse statistique afin de vérifier leur sensibilité à des changements "raisonnables" des catégories d'attributs.

Deux facteurs ont servi à déterminer le niveau de détail des catégories. Premièrement, la zone de mémorisation dont nous disposions pour "passer" le programme d'analyse limitait la taille des matrices d'entrée. En second lieu, compte tenu du nombre relativement faible d'observations, nous aurions indûment accru la taille des matrices de mesure des "effets" si nous avions choisi des catégories plus détaillées pour certaines variables, notamment pour la profession et le niveau de scolarité. Bien que la catégorisation d'une variable comme la profession soit en elle-même inappropriée, nous avons supposé qu'en considérant simultanément une classification croisée de la profession et d'autres variables, nous devrions atteindre une bonne partie du "pouvoir explicatif de variance", qu'une ventilation plus poussée des professions pourrait donner, considérée isolément.

La nécessité d'établir des catégories relativement globales lorsqu'un problème comprend un nombre assez élevé de variables et la sensibilité des résultats de l'analyse aux catégories choisies sont des contraintes importantes lorsqu'on analyse des tableaux de contingence. Il n'existe cependant aucune analyse multidimensionnelle qui n'ait pas ses contraintes, et celle que nous avons choisi d'employer présente des avantages significatifs qui devraient compenser ses lacunes (voir Goodman, 1972).

L'univers de l'échantillon et les catégories d'attributs utilisés au chapitre 3 se présentent de la façon suivante:

Univers de l'échantillon

Personnes âgées de 20 - 64 ans en 1971, qui ne fréquentaient pas d'établissement d'enseignement au cours de l'année scolaire 1970 - 71, qui travaillaient en 1970 et résidaient au Canada au 1er juin 1966.

Attributs:

Nombre de déplacements intermunicipaux (4)

Aucun déplacement au cours des cinq dernières années

Un déplacement au cours des cinq dernières années

Deux déplacements au cours des cinq dernières années

Trois déplacements ou plus au cours des cinq dernières années

Profession (5)

Direction, administration et professions connexes

"Professionnels" et personnel apparenté

Travail administratif, commerce et services (sauf les Forces armées)

Traitement des matières premières, usinage des matières premières, fabrication, montage et réparation des produits finis, construction, et transports

Toutes autres professions (sauf les professions non déclarées).

Niveau de scolarité (3)

Inférieur à la douzième année

12e et 13e années et autres études non universitaires

Études universitaires (complètes ou non)

Âge (3)

20 - 34 ans

35 - 49 "

50 - 64 "

État matrimonial (2)

Marié(e), conjoint présent

Autres

État matrimonial selon la date du premier mariage (5)

Jamais marié(e)

Marié(e), conjoint présent, premier mariage avant le 1er juin 1966

Marié(e), conjoint présent, premier mariage après le 1er juin 1966

Autre état matrimonial, premier mariage avant le 1er juin 1966

Autre état matrimonial, premier mariage après le 1er juin 1966

Province de naissance (2)

Province de résidence au 1er juin 1966 identique à la province de naissance

Province de résidence au 1er juin 1966 différente de la province de naissance

Langue maternelle (3)

Anglais

Français

Autres

Sexe (2)

Homme

Femme

ANNEXE C

MODÈLES MULTIPLICATIFS APPLIQUÉS À L'ANALYSE MULTIDIMENSIONNELLE DES TABLEAUX DE CONTINGENCE

Le but de la présente annexe est de compléter les éléments méthodologiques présentés au chapitre 3 et de donner des renseignements supplémentaires sur le type d'analyse que nous avons employé. Nous allons donc présenter brièvement les diverses caractéristiques de la méthode choisie car, pour des raisons d'ordre économique, il nous est impossible de les exposer ici en détail. Ceux qui désirent obtenir plus d'information sont invités à consulter les ouvrages de Stone (1975a), Bishop, Fienberg et Holland (1974), et Goodman (1972, 1973a, 1973b).

La méthode décrite dans cette annexe a été conçue dans le but de résoudre les problèmes qui surgissent lorsqu'on cherche à effectuer une analyse explicative de données qui se présentent sous la forme de tableaux à double entrée (tableaux de contingence). Dans de tels cas, il est préférable de s'appuyer sur une théorie concrète qui puisse rationnaliser, par une déduction rigoureuse ou par un raisonnement plausible, un modèle explicatif donné[1].

La technique utilisée consiste alors à appliquer empiriquement le modèle à l'analyse multidimensionnelle d'un tableau de contingence, où on suppose un ensemble défini d'attributs dépendants liés par certaines relations causales déterminées à un ensemble d'attributs explicatifs[2]. Une variable peut être explicative dans une équation et être dépendante dans une autre. L'emploi d'un modèle peut servir à divers objectifs, notamment à déterminer dans quelle mesure certains "effets" statistiques définis et estimés des attributs explicatifs peuvent permettre de "prévoir" la répartition d'une population selon les catégories d'attributs dépendants. On peut aussi vouloir comparer la qualité de l'ajustement (ou la "performance prévisionnelle") d'un modèle qui suppose l'existence de relations particulières entre les distributions dépendantes et les valeurs de certains attributs explicatifs, à celle d'un modèle "nul" qui nie ce type de dépendance. Une autre possibilité serait d'utiliser des variantes du modèle pour examiner l'importance et la nature de la contribution de chaque attribut explicatif à la performance du modèle. Dans une analyse empirique donnée, on peut poursuivre l'un de ces objectifs ou une combinaison de plusieurs d'entre eux. Les résultats d'une telle analyse devraient alors permettre de réviser ou d'élaborer la théorie.

Les concepts de distribution dépendante, de proportion conditionnelle d'ordre n et de calcul des effets constituent la base des explications qui suivent.

Dans le présent texte, le mot "distribution" désigne un ensemble de proportions qui indiquent la taille relative des diverses parties d'un ensemble donné. La somme des proportions est donc égale à 1.0 (par exemple, les

---

Voir note(s) à la page 130.

proportions d'un échantillon donné, réparti en catégories de niveau de scolarité). On peut poser comme hypothèse qu'une distribution dépend des effets de certains attributs donnés.

Qu'entend-on lorsqu'on dit qu'une distribution est une "variable dépendante" par rapport à un ensemble d'"attributs explicatifs" spécifiés? On peut répondre à cette question en donnant un exemple d'observation statistique qui pourrait probablement être faite lorsqu'il "existe" une relation de dépendance dans une certaine série de données. L'hypothèse de la dépendance implique qu'on doit observer des variations systématiques de la distribution, lorsqu'on attribue des combinaisons assez différentes de valeurs aux attributs explicatifs choisis. Cependant, avant de faire ce type d'observation, des raisons pratiques nous obligent à définir des catégories arbitraires pour chacun des attributs. Dans toute analyse statistique ultérieure, les résultats détaillés supposeront que les catégories choisies sont données; il est donc recommandé de tester la sensibilité des principales conclusions de l'analyse à des variations raisonnables des catégories d'attributs. En se fondant partiellement sur la théorie concrète, on suppose que les modifications de la distribution "dépendante" sont provoquées par les "effets" des attributs "explicatifs". En posant certaines hypothèses, il nous est possible de calculer des paramètres qui traduisent ces effets, et de formuler la liaison qui unit globalement ces effets et la distribution "dépendante", à l'aide d'un "modèle" qui peut être exprimé sous une forme mathématique.

Les mesures des effets sont définies comme des rapports entre proportions conditionnelles; une proportion conditionnelle peut être du $n^{ième}$ ordre ($n = 0, 1, 2, \ldots$). Une proportion est un rapport dont le dénominateur est l'ensemble d'un groupe donné de la population, et dont le numérateur est un **sous-ensemble** de ce même groupe. On parle de **condition** lorsqu'un membre de la population ne peut être compté au dénominateur que s'il possède un ensemble déterminé de valeurs pour des attributs donnés. Par exemple, la proportion des personnes qui ont déménagé une fois parmi les hommes de 20 - 34 ans ayant fréquenté l'université, est une proportion conditionnelle d'ordre trois, car trois attributs (le sexe, l'âge et l'instruction) ont servi à définir le dénominateur de la proportion. En général, l'ordre de la condition est égal au nombre d'attributs qui ont servi à préciser les critères d'appartenance au groupe qui constitue le **dénominateur** de la proportion. Une "**proportion conditionnelle d'ordre zéro**" désigne une proportion dont le dénominateur se compose de l'échantillon total de l'analyse. L'ordre d'une proportion conditionnelle dépend donc évidemment de l'univers qu'on a choisi pour l'analyse.

En général, un **effet d'ordre zéro** est mesuré par le rapport entre une proportion conditionnelle d'ordre un et une proportion d'ordre zéro; ainsi, un effet partiel d'ordre n est le rapport d'une proportion conditionnelle d'ordre

(n + 1) à une proportion conditionnelle d'ordre n. Voyons maintenant des définitions plus précises:

Posons que "$Pr(Y_i)$" représente la proportion de l'échantillon entier ayant la valeur i pour l'attribut Y.

Posons que "$Pr(Y_i|X_j)$" représente la proportion conditionnelle des personnes ayant la valeur i pour l'attribut Y parmi celles qui ont la valeur j pour l'attribut X.

Et posons que "$Pr(Y_i|X_j U_k)$" représente la proportion conditionnelle des personnes ayant la valeur i pour l'attribut Y parmi celles qui ont la valeur j pour X et la valeur k pour U.

L'effet d'ordre zéro de X_j sur Y_i est donné par la formule: $Pr(Y_i|X_j)/Pr(Y_i)$. De façon approximative, cette expression indique dans quelle mesure notre "prévision" (ou la probabilité statistique) de Y_i est modifiée lorsque nous supposons X_j, comparativement au cas où nous n'en tenons pas compte. Plus notre connaissance de X_j modifie cette "prévision", plus l'effet d'ordre zéro de X_j est important.

Lorsqu'un effet n'est pas significatif, sa mesure s'écarte de façon négligeable de 1.0. Il s'ensuit que dans l'hypothèse où un effet particulier est négligeable, nous n'en tenons tout simplement pas compte dans la formulation du modèle.

Pour des versions pratiques, nous emploierons souvent l'expression "effet d'interaction", mais il sera parfois préférable de parler de l'"effet partiel d'ordre n" d'un attribut explicatif, sur l'attribut dépendant spécifié, compte tenu de certaines valeurs d'un ensemble donné d'autres variables explicatives. Pour exprimer l'effet partiel d'ordre un de U_k sur Y_i, étant donné X_j, nous avons choisi la formule $Pr(Y_i|X_j U_k)/Pr(Y_i|X_j)$, qui nous permet de savoir jusqu'à quel point les données supplémentaires (U_k) devraient modifier notre "prévision" (ou la probabilité statistique) de Y_i, étant donné que nous connaissons déjà X_j. La modification de notre prévision est le résultat de l'effet d'interaction entre X_j et U_k sur Y_i. Plus ce rapport s'écarte de 1.0, plus l'effet partiel de U_k sur Y_i, étant donné X_j, est important. Lorsque le rapport est égal à 1.0, l'effet partiel est négligeable. Un effet d'un ordre donné est généralement une moyenne pondérée de certains des effets de l'ordre immédiatement supérieur.

Il est facile de faire une hypothèse statistique sur la direction d'un effet: il s'agit simplement de déterminer si le fait d'avoir (ou de ne pas avoir) une valeur donnée pour un attribut explicatif fera augmenter ou diminuer la probabilité statistique que l'attribut dépendant revête une certaine valeur. Par exemple, si l'on prend le terme d'ordre un $Pr(Y_i|X_j U_k)/Pr(Y_i|X_j)$, on peut formuler et tester l'hypothèse selon laquelle l'introduction de la condition U_k pour X_j fera augmenter la probabilité statistique de Y_i – soit l'hypothèse voulant que ce terme dépasse 1.0 de façon significative. En posant tout un ensemble d'hypothèses de ce genre, nous pouvons facilement étendre le champ du modèle explicatif de façon

qu'il comprenne des notions sur la direction de la co-variation liant l'attribut dépendant et les autres variables du modèle. Nous pourrions même aller un peu plus loin en précisant une relation fonctionnelle entre les valeurs probables de l'attribut dépendant et les valeurs données des attributs explicatifs. (Pour plus de renseignements à ce sujet, voir Stone, 1976a.)

Un modèle est habituellement formulé comme une fonction du produit des valeurs de certains effets. Ce qui se produit lorsqu'on applique le modèle à des données peut "approximativement" se comparer à l'analyse de variance. Dans ce dernier type d'analyse, la variance est décomposée en plusieurs éléments, en fonction d'un ensemble de variations entre les groupes et à l'intérieur des groupes. Dans l'analyse multidimensionnelle d'un tableau de contingence, nous élaborons d'abord le concept de distribution estimée des fréquences, pour les cases d'un tableau de contingence donné. Le modèle, qui est généralement spécifié à partir de la théorie, permet de décomposer la fréquence probable d'une case (ou une transmission de cette fréquence) en plusieurs éléments; on considère que ces éléments mesurent des effets spécifiés des attributs qui sont représentés dans les dimensions du tableau de contingence. Pour appliquer concrètement le modèle, il faut estimer les mesures des effets et "prévoir", à l'aide du modèle, la distribution des fréquences sur les cases du tableau. On effectue ensuite plusieurs tests fondés sur diverses comparaisons entre les distributions de fréquences observées et calculées. Les ouvrages récents portant sur les "nouvelles" techniques d'analyse multidimensionnelle des tableaux de contingence expliquent amplement la méthode générale d'analyse statistique que nous venons de décrire brièvement. Plusieurs statisticiens ont rédigé des textes que le lecteur pourrait consulter: Goodman (1970, 1972, 1973a, 1973b); Fienberg (1970, 1972 et 1973); Bishop, Fienberg et Holland (1974), ainsi que les ouvrages auxquels renvoient ces auteurs. La forme générale du modèle statistique mentionné plus haut, qui s'inspire largement de ces travaux, sera présentée à la section C.1.

Nous définirons les mesures des effets après avoir expliqué la forme générale du modèle statistique. Ces mesures se distinguent de celles des auteurs cités bien que sous certaines conditions, elles ne sont que de simples transformations de celles que décrit Goodman (1972 et 1973). Lorsqu'il y a un attribut dépendant donné (les autres attributs étant considérés comme explicatifs), l'avantage que présentent les mesures d'effets exposées dans la présente annexe est qu'elles peuvent être interprétées, en termes concrets, beaucoup plus facilement que celles que l'on rencontrait jusqu'à présent dans les autres ouvrages.

En fait, les auteurs cités ne se sont pas beaucoup penchés sur le type précis de modèle que nous avons employé, qui a été conçu particulièrement pour les cas où l'on a un attribut dépendant donné et un ensemble d'attributs explicatifs. Goodman (1973b) traite de ce cas à l'aide de modèles du type "logit" et d'ailleurs, à part l'utilisation d'une méthode (décrite plus loin) qui donne lieu à des puissances fractionnaires des mesures d'effets, le modèle que nous présentons ressemble beaucoup au modèle du type "logit" étudié par Goodman (1973b) et d'autres (voir Bishop, 1969).

C.1. Forme générale des modèles à une équation

Pour simplifier, supposons que notre théorie est fondée sur l'hypothèse voulant qu'un attribut dépendant Y soit une fonction des attributs explicatifs X, U et Z. Soit "F_{ijkh}" le nombre probable d'observations dans la case (Y_i, X_j, U_k, Z_h) si le modèle est juste, et soit "$T(F_{ijkh})$" une transformation de F_{ijkh}; $T(F_{ijkh})$ est la variable dépendante du modèle à une seule équation et ne doit pas être confondu avec l'attribut dépendant Y (voir la note 1).

Posons que "M(X)" représente l'effet d'ordre zéro de l'attribut X sur la variable dépendante et que "I(X,U)" représente l'effet d'"interaction" défini des variables X et U sur la variable dépendante. Il convient de souligner que "M" et "I" n'ont pas encore été définis. Une méthode d'analyse consiste à "tirer" de la théorie (soit par déduction ou par raisonnement plausible) l'hypothèse selon laquelle $T(F_{ijkh})$ peut être "prévu" adéquatement par une fonction qui tient compte des effets d'ordre zéro et de certains effets d'ordre supérieur qu'ont les attributs explicatifs sur la variable dépendante.

Avec les symboles précédents, la forme générale d'un modèle statistique pourrait s'écrire ainsi:

$$T(F_{ijkh}) = \left[M(X_j) \cdot M(U_k) \cdot M(Z_h) \cdot I(X_j,U_k) \cdot I(U_k,Z_h) \right]^{\beta} \cdot \lambda_{ijkh} \qquad (4)$$

Le symbole λ_{ijkh} représente un facteur d'ajustement dont la définition dépendra des définitions précises de "M", "I" et "$T(F_{ijkh})$". Le symbole β est un paramètre. (Dans la plupart des cas, les ouvrages traitent de modèles de la forme générale où $\beta = 1$.)

Dans l'exemple de forme générale donnée par l'équation (4), les trois premiers termes du membre de droite représentent les effets d'ordre zéro des attributs explicatifs sur la variable dépendante; les deux termes suivants, toujours à droite, représentent deux effets d'ordre supérieur des attributs explicatifs sur la variable dépendante. Le modèle ci-dessus repose sur l'hypothèse que les effets d'interaction $I(X_j,Z_h)$ et $I(X_j,U_k,Z_h)$ sont négligeables, et c'est pourquoi ils ne sont pas représentés dans l'équation (4). L'équation suivante nous donne un exemple d'un cas particulier découlant du modèle général:

$$\hat{Pr}(Y_i | X_j U_k Z_h) = Pr(Y_i) \left[\frac{Pr(Y_i | X_j)}{Pr(Y_i)} \cdot \frac{Pr(Y_i | U_k)}{Pr(Y_i)} \cdot \frac{Pr(Y_i | Z_h)}{Pr(Y_i)} \right]^{1/3}$$

$$\cdot \left[\frac{Pr(Y_i | X_j U_k)}{Pr(Y_i | X_j)} \cdot \frac{Pr(Y_i | U_k Z_h)}{Pr(Y_i | U_k)} \right]^{1/3} \cdot \lambda_{ijkh} \qquad (5)$$

L'ensemble des rapports contenus dans la première parenthèse du membre de droite représentent les effets d'ordre zéro qui, par hypothèse, sont significatifs; ceux de la deuxième parenthèse mesurent les effets d'ordre un qui sont aussi censés être significatifs. Le terme λ_{ijkh} est un facteur d'ajustement (dont la définition est donnée plus loin). On suppose que l'effet d'ordre un $Pr(Y_i|Z_hX_j)/Pr(Y_i|Z_h)$ est négligeable et il n'apparaît donc pas dans le modèle. Un accent circonflexe "ˆ" placé au-dessus d'un terme signifie que celui-ci est une estimation. Les expressions qui se trouvent du côté droit de l'équation (5) sont des paramètres qui doivent aussi être estimés à partir des données.

L'exemple (1), qui avait été donné à la section 3.2, constitue un autre cas particulier du modèle général (4) présenté plus haut. Pour qu'il soit plus facile de distinguer les différents types de cas présentés dans les ouvrages de référence (Bishop, Fienberg et Holland, 1974; Goodman, 1972), ceux que nous étudions ici seront désignés sous le nom de "modèles multiplicatifs". Ces modèles se présentent sous la forme d'une relation multiplicative élevée à une puissance donnée; dans le cas exposé ci-dessous, le paramètre de l'équation (4) ne sera généralement pas égal à 1.0: l'exposant sera d'ailleurs plutôt une fraction (voir la section C.2 pour plus de renseignements), de sorte que tous les effets mesurés dans un modèle du type ci-dessous sont intégrés dans le modèle après avoir été élevés à une puissance fractionnaire.

C.2. Spécification d'un modèle

Lorsqu'on cherche à formuler un cas particulier du modèle général que nous venons d'exposer, la théorie joue un rôle fondamental. Comme nous l'avons déjà mentionné, la théorie permet de spécifier les attributs explicatifs pour un attribut dépendant donné. La théorie doit aussi servir à déterminer quels sont les effets que l'on considère comme non significatifs et qui, en raison de cette hypothèse, seront négligés dans le modèle explicatif. Nous verrons plus loin que, pour un type de modèle particulier, la théorie doit aussi orienter le choix de la méthode qui, entre plusieurs autres, convient le mieux au calcul d'un effet donné. On peut donner un aperçu de l'utilité de la théorie concrète en présentant les étapes qui permettent de spécifier un modèle multiplicatif.

1. Une théorie concrète doit au moins permettre d'impliquer (par déduction) ou de suggérer fortement (par raisonnement plausible) que Y est une fonction de X, U et Z. (L'omission de variables explicatives importantes qui seraient largement indépendantes de X, U et Z soulève des problèmes.)

2. La théorie concrète doit suggérer fortement quels sont, parmi tous les effets possibles d'ordre zéro et d'ordre supérieur, ceux qui sont significatifs, et qui de ce fait seront compris dans le modèle.

Un effet d'ordre zéro (par exemple $Pr(Y_i|X_j)/Pr(Y_i)$, doit être spécifié dans le modèle si la théorie implique ou suggère fortement que X a un effet direct important sur Y, effet dont la direction et l'importance ne varient pas beaucoup selon les valeurs que revêtent les autres variables du modèle. En d'autres termes, même lorsqu'on tient compte des effets d'interaction de X et d'autres variables explicatives sur Y, il reste en théorie un effet important dont, parmi toutes les variables du modèle, seul X est responsable.

Pour l'effet d'interaction d'ordre un (par exemple $Pr(Y_i|X_jU_k)/Pr(Y_i|X_j)$, il convient également de le spécifier dans le modèle, si la théorie implique ou suggère fortement que U a un effet concret marqué qui dépend de la valeur prise par X. La variable X peut aussi jouer ce rôle d'intermédiaire" entre Y et U même s'il existe un effet direct important de U sur Y.

On constate qu'au lieu de $Pr(Y_i|X_jU_k)/Pr(Y_i|X_j)$, il serait possible d'utiliser $Pr(Y_i|X_jU_k)/Pr(Y_i|U_k)$ pour mesurer l'effet d'interaction de X et de U sur Y. Ces deux rapports n'ont généralement pas la même valeur et c'est encore la théorie qui doit nous indiquer quel rapport utiliser dans un modèle donné: en effet, la théorie doit impliquer ou suggérer fortement l'"ordre de priorité causale" entre X et U. Si, d'après la théorie, X a la "priorité causale" sur U, alors U n'intervient dans la détermination de Y qu'après que l'effet de X ait été établi, et entre les deux rapports indiqués plus haut, c'est donc $Pr(Y_i|X_jU_k)/Pr(Y_i|X_j)$ qui s'applique dans ce cas.

Si la théorie concrète ne nous permet pas de connaître l'ordre de priorité causale de X et U, l'effet d'interaction doit alors être défini par

$$\left[Pr(Y_i|X_jU_k)\right]^2 / \left[Pr(Y_i|X_j) \cdot Pr(Y_i|U_k)\right],$$

où les deux rapports sont compris dans le modèle. Cependant, dans ce cas, il ne faut pas séparer les deux rapports lorsqu'on décompose le chi-deux du modèle pour calculer les contributions de divers effets (voir la section C.4). De plus, il faut alors considérer le "terme d'interaction" comme une mesure de l'effet conjoint, dans la détermination de Y, a) de données complémentaires sur X, étant donné U, et b) de données complémentaires sur U, étant donné X.

Il faut aussi s'appuyer principalement sur la théorie concrète lorsqu'on applique le modèle à un ensemble particulier de données et qu'on estime les effets; il faut alors faire la distinction importante entre "signification statistique" et "signification concrète". Si X est fortement corrélé avec Z et que Z détermine et X, et Y, alors à la fois $Pr(Y_i|Z_h)/Pr(Y_i)$ et $Pr(Y_i|X_j)/Pr(Y_i)$ peuvent s'écarter considérablement de 1.0. Dans ce cas, il est probable que le second rapport sera considéré comme non significatif dans la réalité (en termes plus courants, on dirait que la corrélation entre X_j et Y_i n'est pas vérifiée). Heureusement, si Z_h et X_j sont tous deux compris dans le modèle comme variables explicatives de Y_i, on pourra

mettre en évidence la forte corrélation réciproque qui existe entre eux en analysant leurs contributions, c'est-à-dire en décomposant le chi-deux du modèle (voir la section C.4).

De plus, si $Pr(Y_i|X_j)/Pr(Y_i)$ fait partie du modèle, mais que sa valeur est très voisine de 1.0, il n'est pas permis de déduire que X_j n'est pas significatif dans la réalité. Il se peut que l'effet d'ordre zéro de X_j soit négligeable parce que dans leurs relations avec Y, les effets d'ordre supérieur dont il a tendance à être la moyenne vont dans des "directions" très différentes. Idéalement, ces effets d'ordre supérieur très divergents auraient cependant dû être anticipés par la théorie concrète.

Il se peut aussi que $Pr(Y_i|X_jU_k)/Pr(Y_i|X_j)$ s'écarte considérablement de 1.0 même si, en réalité, il n'existe aucun effet d'interaction entre X et U qui agisse sur Y. Cela peut se produire lorsque $Pr(Y_i|X_jU_k) = Pr(Y_i|U_k)$ et $Pr(Y_i|U_k)$ s'écartent considérablement de $Pr(Y_i|X_j)$. Deux possibilités existent dans ce cas: soit que la théorie qui a conduit à introduire $Pr(Y_i|X_jU_k)/Pr(Y_i|X_j)$ dans un modèle implique fortement qu'il y a un effet d'interaction de X et de U sur Y, soit qu'il faut chercher à vérifier l'existence de cet effet en analysant les données (c'est-à-dire qu'il faut vérifier que $Pr(Y_i|X_jU_k) \neq Pr(Y_i|U_k)$, si nous nous proposons d'utiliser $Pr(Y_i|X_jU_k)/Pr(Y_i|X_j)$ comme mesure de l'effet d'interaction de X ou de U sur Y).

Bref, le rôle de la théorie concrète est fondamental dans la spécification du modèle. Ainsi, dans ce type d'analyse, nous n'utiliserions pas les données pour déterminer lequel des modèles envisageables est le plus conforme à la réalité. Mais en analysant divers types de modèles qui produisent des résultats statistiques différents, et en étudiant l'allure des écarts que l'on constate entre les valeurs observées et "prévues" de $Pr(Y_i|X_jU_kZ_h)$, on peut en tirer des renseignements qui serviront à améliorer la théorie en vue d'applications futures.

3. Ayant défini les attributs explicatifs et leurs effets significatifs, nous devons ensuite spécifier la forme de modèle dans lequel ces effets se manifestent. Dans le présent document, nous employons un "modèle multiplicatif" fondé sur la méthode qui consiste à décomposer une proportion conditionnelle (voir plus loin). Cette méthode nous permet de déterminer la valeur de l'exposant β dans le modèle général décrit par l'équation (4). La valeur de ce paramètre est donné par le nombre minimal de partitions différentes qui sont nécessaires pour que tous les effets spécifiés soient significatifs dans le cadre du modèle. Ainsi, $Pr(Y_i|X_j)/Pr(Y_i)$ et $Pr(Y_i|U_k)/Pr(Y_i)$ ne peuvent pas apparaître dans la même partition de $Pr(Y_i|X_jU_kZ_h)$; il faut au moins deux partitions pour que les deux termes soient convenablement compris dans le modèle. La nature exacte de chacun des éléments de l'ensemble minimal de partitions qui sont nécessaires à la formulation du modèle est quelque peu arbitraire; mais puisqu'après avoir décomposé le modèle, celui-ci n'indique plus que les effets définis par la théorie, le problème de la partition arbitraire est appelé à disparaître. (Évidemment, il reste toujours celui du choix arbitraire des catégories d'attributs.)

Nous allons maintenant démontrer mathématiquement une équation comme celle présentée plus haut (5), en décrivant la méthode simple qui s'applique dans le cas où nous avons trois attributs explicatifs et un attribut dépendant. En principe, cette méthode s'applique à n'importe quel nombre fini de variables explicatives, mais il est évident que le processus devient plutôt fastidieux lorsqu'il y a plus de six variables.

En général, il est nécessaire de formuler des propositions qui, par définition, sont vraies. (La méthode s'apparente à celle des dérivées partielles dans une analyse de régression.) Chacune de ces propositions est appelée une "partition" de la variable dépendante. Par exemple, si l'on utilise les symboles mentionnés antérieurement et qu'on abandonne les indices (en les supposant sous-entendus dorénavant), une des partitions de la proportion conditionnelle Pr(Y|XUZ) peut s'écrire ainsi:

$$Pr(Y|XUZ) = Pr(X) \cdot \frac{Pr(Y|X)}{Pr(X)} \cdot \frac{Pr(U|YX)}{Pr(U|X)} \cdot h_1 \qquad (6)$$

Où $h_1 = Pr(Z|YUX)/Pr(Z|UX)$ (7)

et

$$Pr(Y|XUZ) = Pr(U) \cdot \frac{Pr(Y|U)}{Pr(U)} \cdot \frac{Pr(Z|YU)}{Pr(Z|U)} \cdot h_2 \qquad (8)$$

Où $h_2 = Pr(X|ZYU)/Pr(X|ZU)$ (9)

Les proportions conditionnelles ont les mêmes propriétés mathématiques que les probabilités conditionnelles finies.

$$Pr(U|YX)/Pr(U|X) = Pr(Y|UX)/Pr(Y|X) \qquad (10)$$

En employant la même méthode que celle qui a permis d'établir (10), nous pouvons réécrire (6) et (8) de la façon suivante:

$$Pr(Y|XUZ) = Pr(Y) \cdot \frac{Pr(Y|X)}{Pr(Y)} \cdot \frac{Pr(Y|UX)}{Pr(Y|X)} \cdot h_1 \qquad (6a)$$

$$= Pr(Y) \cdot \frac{Pr(Y|U)}{Pr(Y)} \cdot \frac{Pr(Y|ZU)}{Pr(Y|U)} \cdot h_2 \qquad (8a)$$

Nous cherchons le nombre minimal de partitions de Pr(Y|XUZ) qui comprennent tous les effets spécifiés comme significatifs dans l'équation (5). (On constate d'après (6a) et (8a) que Pr(Y|X)/Pr(Y) et Pr(Y|U)/Pr(Y) ne peuvent pas être exprimés convenablement dans une même partition.) Les équations (6a) et

(8a) présentent déjà quatre des cinq effets exposés dans l'équation (5). Pour définir le dernier effet nous pouvons employer:

$$\Pr(Y|XUZ) = \Pr(Z) \cdot \frac{\Pr(Y|Z)}{\Pr(Z)} \cdot h_3 \qquad (11)$$

$$= \Pr(Y) \cdot \frac{\Pr(Y|Z)}{\Pr(Y)} \cdot h_3 \qquad (11a)$$

Où l'une des valeurs possibles de h_3 est:

$$h_3 = \frac{\Pr(X|YZ)}{\Pr(X|Z)} \cdot \frac{\Pr(U|XYZ)}{\Pr(U|XZ)} \qquad (12)$$

En ne tenant compte que des effets indiqués dans l'équation (5), le modèle suppose en fait que le produit des effets d'ordre supérieur ($h_1 \times h_2 \times h_3$) est négligeable. Si l'on remplace ce produit par le facteur d'ajustement λ et qu'on prend ensuite le produit des deux membres des équations (6), (8) et (11a), on obtient explicitement l'équation (5). Cette méthode a pour effet d'établir la valeur de l'exposant général β qui, dans le cas présent, est d'un tier.

Il convient de souligner que le raisonnement ci-dessus montre qu'il n'est pas tout à fait exact de qualifier l'équation (5) de "modèle": en fait, le modèle comprend aussi l'hypothèse auxiliaire qui stipule explicitement que $h_1 \times h_2 \times h_3 \cong 1$. En ce sens, on peut considérer que tester la performance du modèle consiste implicitement à tester cette hypothèse. (Dans une analyse de régression, les effets que l'on suppose nuls ne sont pas non plus explicités dans la formulation du modèle. En qualifiant de "modèle" l'équation (5), nous suivons donc une pratique établie, bien que l'explication de la technique de partition nous aide à clarifier tous les aspects des propositions qui sont formulées dans une équation comme (5).)

C.3. Méthodes d'estimation

Si l'on fait abstraction des difficultés de calcul qu'entraîne le traitement des modèles plus complexes, l'estimation des mesures d'effets et la "prévision" des distributions dépendantes prévues sont des opérations plutôt simples lorsqu'on utilise un ordinateur. On peut simplifier le modèle de façon à mettre en évidence son ensemble minimal de proportions conditionnelles.

On peut illustrer cette méthode à l'aide de l'équation (5), qui peut être simplifiée pour se lire ainsi:

$$\hat{\Pr}(Y_i|X_jU_kZ_h) = \left[\Pr(Y_i|Z_h) \cdot \Pr(Y_i|X_jU_k) \cdot \Pr(Y_i|U_kZ_h)\right]^{1/3} \cdot \lambda_{ijkh} \qquad (5a)$$

En introduisant des proportions estimées à partir d'un échantillon donné, cette équation peut se réécrire comme suit:

$$\hat{P}r(Y_i|X_jU_kZ_h) = \left[\frac{N_{i..h}}{N_{...h}} \cdot \frac{N_{ijk.}}{N_{.jk.}} \cdot \frac{N_{i.kh}}{N_{..kh}}\right]^{1/3} \cdot \lambda_{ijkh} \qquad (5b)$$

où

"$N_{i..h}$" représente le nombre d'observations ayant les attributs (Y_i, Z_h)

"$N_{...h}$" représente le nombre d'observations ayant les attributs (Z_h)

"$N_{ijk.}$" représente le nombre d'observations ayant les attributs (Y_i, X_j, U_k)

"$N_{.jk.}$" représente le nombre d'observations ayant les attributs (X_j, U_k)

"$N_{i.kh}$" représente le nombre d'observations ayant les attributs (Y_i, U_k, Z_h)

"$N_{..kh}$" représente le nombre d'observations ayant les attributs (U_k, Z_h)

D'après une grande classe de schémas d'échantillonnage simples, les rapports exprimés dans l'équation (5b) sont des estimations "du maximum de vraisemblances" des rapports correspondants de (5a). (Voir Goodman, 1970; Bishop, Fienberg et Holland, 1974, chapitre 3.)

Les fréquences probables que nous donne le modèle sont alors:

$$\hat{F}_{ijkh} = \hat{P}r(Y_i|X_jU_kZ_h) \cdot N_{.jkh} \qquad (13)$$

À l'aide de (5b) et de (13), nous pouvons estimer les fréquences probables pour toutes les cases du tableau puis, à l'aide de ces estimations, nous pouvons calculer les mesures d'effets, telles que définies par l'équation (5). Par exemple,

$$\frac{Pr(Y_i|X_j)}{Pr(Y_i)} = \frac{(\sum_{kh} \hat{F}_{ijkh})/(\sum_{ikh} \hat{F}_{ijkh})}{(\sum_{jkh} \hat{F}_{ijkh})/(\sum_{ijkh} \hat{F}_{ijkh})} \qquad (14)$$

$$\frac{Pr(Y_i|X_jU_k)}{Pr(Y_i|X_j)} = \frac{(\sum_{h} \hat{F}_{ijkh})/(\sum_{ih} \hat{F}_{ijkh})}{Pr(Y_i|X_j)} \qquad (15)$$

La formule de $Pr(Y_i|X_j)$ est donnée en (14).

Lorsqu'il faut appliquer des variantes du modèle de référence (5), il est souvent préférable d'utiliser directement (5) au lieu de (5a). En général, on

spécifie ces variantes en posant égale à 1 une partie de l'effet, comme l'indique les mesures du modèle de référence (l'équation (5) dans le cas présent). Pour travailler directement à partir de l'équation (5), il faut d'abord calculer directement les mesures d'effets à l'aide de données d'échantillonnage, en se servant d'équations comme (14) et (15), mais en remplaçant les fréquences probables par les fréquences observées. Les fréquences probables sont ensuite calculées au moyen de l'équation (13).

Nous avons élaboré un programme informatique général qui permet de traiter la plupart des modèles de ce genre et peut être utilisé par des personnes ayant des connaissances minimales en programmation. On peut se le procurer en écrivant à l'auteur et en versant un montant nominal au nom du Receveur général du Canada. Les utilisateurs peuvent modifier ce programme pour l'adapter à des modèles de ce genre, mais moins courants; les modèles courants étant ceux où toutes les mesures d'effets sont élevées à la même puissance et où le dénominateur de chaque mesure est constitué d'une seule proportion conditionnelle. Les moins courants ne respectent pas l'une de ces conditions (ou les deux), mais ils ne présentent toutefois pas de problèmes informatiques insurmontables.

Nous tenons à signaler qu'il n'est pas nécessaire que la totalisation utilisée pour estimer les mesures d'effets soit la même que celle qu'on emploie pour estimer les fréquences observées servant à tester l'ajustement du modèle. Ces mesures sont définies comme des rapports entre proportions conditionnelles et les définitions n'impliquent aucune restriction en ce qui concerne la source des données servant aux estimations. Il est donc facile de traiter les problèmes pour lesquels on a intérêt à estimer les mesures d'effets en se fondant sur des sources autres que le tableau qui contient la répartition observée de la population selon les catégories d'attributs explicatifs et dépendants. Lorsqu'on utilise ce type de sources indépendantes, il nous semble justifié de dire qu'on "prévoit" les distributions dépendantes à partir de paramètres estimés de la composition de la population en fonction des attributs explicatifs.

Selon les méthodes d'estimation décrites plus haut, on peut utiliser un modèle du type (5) pour obtenir les valeurs probables de F_{ijkh} et, en se fondant sur ces valeurs et sur les valeurs observées correspondantes, on peut calculer un coefficient du chi-deux. Mais auparavant, il faut définir le facteur d'ajustement λ_{ijkh}; on peut le faire en respécifiant λ_{jkh} comme λ_{ijkh}, et en le définissant en fonction des symboles suivants.

Posons que $\hat{\hat{\Pr}}(Y_i|X_jU_kZ_h)$ représente la valeur "prévue" par le modèle lorsqu'on n'emploie pas λ_{jkh}.

On définit alors:

$$\lambda_{jkh} = 1 \Big/ \sum_i \hat{\hat{\Pr}}(Y_i|X_jU_kZ_h) \,. \qquad (16)$$

En d'autres mots, il s'agit de spécifier le facteur d'ajustement de manière à ce que la somme, sur l'intervalle de variation de Y, des proportions conditionnelles "prévues" soit égale à 1. Cette méthode nous fait perdre un critère de "minimisation d'erreur", mais cela ne devrait pas constituer un problème grave, puisque la "performance" décisive du modèle est évaluée par rapport à un "modèle nul" donné, et non par rapport aux fréquences observées (c'est-à-dire que le test de la qualité de l'ajustement ne constitue pas le critère décisif).

C.4. Test des hypothèses

Goodman a effectué plusieurs analyses utiles des méthodes permettant de tester des hypothèses à l'aide de la méthode de partition du chi-deux (Goodman, 1970, pp. 247 - 249; Goodman, 1972, pp. 1049 - 1056; et Goodman, 1973b, pp. 181 - 183). Nous allons faire ici quelques remarques introductives concernant ces méthodes, car l'étude des cas présentés par Goodman ne permet pas d'illustrer clairement la nature des tests qui conviennent au type de modèle adopté dans cette annexe.

Pour chacun des tests dont il est question, il s'agit de comparer des fréquences probables estimées à des fréquences observées, tirées des cases du tableau de contingence. On peut tout d'abord tester la qualité de l'ajustement du modèle, ce qui consiste à déterminer jusqu'à quel point les fréquences estimées et observées correspondent. Ce n'est qu'un test de routine pour lequel on n'a qu'à calculer un coefficient du chi-deux; mais ce test ne tranchera pas la question de manière définitive.

Pour plus de clarté dans notre explication du test décisif, nous pouvons donner un aperçu des méthodes plus courantes de l'analyse de régression. Dans ce type d'analyse, le test décisif de la performance générale du modèle consiste à déterminer la proportion de variance de la variable dépendante dont sont responsables les variables explicatives. Le coefficient R^2 en fournit une bonne mesure et, dans une analyse de régression, on cherche à savoir si R^2 est significativement supérieur à zéro. Lorsqu'on constate que R^2 est nul, c'est qu'il n'existe aucune relation systématique entre les variables dépendantes et explicatives. Nous ne cherchons donc pas ici à savoir si l'écart entre les valeurs "prévues" et observées de la variable dépendante est significatif (ce qui constitue l'"objectif" du test initial de qualité de l'ajustement); nous cherchons plutôt à déterminer jusqu'à quel point nos "prévisions" s'améliorent, lorsque nous utilisons le modèle spécifié, comparativement à l'hypothèse selon laquelle il n'existe aucune relation (covariation systématique nulle) entre les attributs dépendants et explicatifs.

Il nous faut alors définir une hypothèse nulle et connaître la valeur du coefficient chi-deux qui y est associé. Comme le modèle suppose essentiellement que Y_i est, d'une certaine façon, dépendant de (X_j, U_k, Z_h), nous pouvons choisir comme hypothèse nulle celle qui nie ce type de dépendance. Tester la

performance du modèle consiste alors à vérifier si le chi-deux associé au modèle est sensiblement inférieur au chi-deux associé à l'hypothèse nulle. Pour effectuer ce test, il faut d'abord spécifier le modèle qui découle de l'hypothèse nulle, calculer les fréquences probables estimées qu'implique ce modèle, et enfin calculer le coefficient du chi-deux qui s'y rattache. Dans le cas du modèle exprimé par l'équation (5), l'hypothèse nulle serait donnée par la formule suivante:

$$\hat{P}r(Y_i|X_jU_kZ_h) = Pr(Y_i) \quad (17)$$

D'après (15), il s'ensuit que les fréquences probables estimées en hypothèse nulle sont données par:

$$\hat{F}_{ijkh} = N_{ijk} \cdot Pr(Y_i) \cdot \lambda_{ijkh} \quad (18)$$

$$= N_{ijk} \cdot (N_{i\cdot\cdot\cdot}/N_{\cdot\cdot\cdot\cdot}) \cdot \lambda_{ijkh} \quad (19)$$

où "$N_{i\cdot\cdot\cdot}$" est le nombre d'observations ayant l'attribut Y_i et où "$N_{\cdot\cdot\cdot\cdot}$" est le nombre total d'observations.

Posons que "χ^2 (m)" représente le chi-deux associé au modèle et que "χ^2 ($\widetilde{m}$)" représente le chi-deux associé à l'hypothèse nulle. On peut alors tester la performance du modèle à l'aide du coefficient χ^2 ($\widetilde{m}$) - χ^2 (m), dont le nombre de degré de liberté est égal à la différence entre les nombres de degrés de liberté associés à χ^2 ($\widetilde{m}$) et χ^2 (m) respectivement.

Il est peut-être un peu plus complexe de tester la signification des effets de chacun des attributs. En principe, on peut tester la signification d'un effet donné à l'aide du modèle initial, dont on dérive le modèle modifié en posant l'hypothèse que l'effet est négligeable. Si le chi-deux associé au modèle est significativement supérieur à celui associé au modèle initial, on en déduit que l'effet en question est significatif. Dans certains cas, il est très facile de poser qu'un effet particulier du modèle initial est égal à un, et d'obtenir immédiatement la version modifiée du modèle. Cependant, il arrive souvent qu'un effet donné soit nécessairement lié à d'autres et ne puisse donc être considéré égal à un sans modifier la valeur des autres effets. Dans de tels cas, on n'arrivera peut-être pas à déterminer immédiatement le test permettant de vérifier la signification d'un effet donné. Nous allons maintenant illustrer ces concepts à l'aide du modèle donné par l'équation (5).

Prenons, par exemple, les deux mesures d'effets $Pr(Y_i|U_kZ_h)/Pr(Y_i|U_k)$ et $Pr(Y_i|Z_h)/Pr(Y_i)$ de l'équation (5). L'effet d'ordre zéro, le second, est une moyenne d'effets d'ordre supérieur, et ne devrait donc pas être posé comme égal à 1 si l'on ne modifie pas la valeur des effets d'ordre supérieur auxquels il est lié. Ainsi, lorsqu'on travaille sur ces deux effets, il faut commencer par tester l'effet

d'ordre un. Dans le modèle en question, il est relativement facile de poser que $Pr(Y|UZ)/Pr(Y|U) = 1$. Le modèle modifié qui en découle est alors:

$$\hat{P}r(Y_i|X_jU_kZ_h) = \left[Pr(Y_i|X_jU_k) \cdot Pr(Y_i|U_k) \cdot Pr(Y_i|Z_h)\right]^{1/3} \cdot \lambda_{ijkh} \qquad (20)$$

Posons que χ^2 (m_1), représente le coefficient chi-deux associé à ce modèle. La signification de l'effet d'interaction $Pr(Y_i|U_kZ_h)/Pr(Y_i|U_k)$ dépend alors de l'importance par laquelle χ^2 (m_1) - χ^2 (m) est supérieur à zéro; les degrés de liberté de la différence entre les deux valeurs du chi-deux sont encore donnés par la différence entre les degrés de liberté de χ^2 (m_1) et χ^2 (m) respectivement.

Il est un peu plus difficile de tester la signification de l'effet d'ordre zéro $Pr(Y_i|Z_h)/Pr(Y_i)$. Comme nous venons de le mentionner, il est impossible de poser simplement que ce rapport est égal à 1, sans imposer des contraintes à $Pr(Y_i|U_kZ_h)/Pr(Y_i|U_k)$; or, ces contraintes sont loin d'être évidentes. Pour contourner ce problème, nous pouvons supposer que la contribution de l'effet principal est mesurée par la différence entre χ^2 (m_1) et le chi-deux associé au modèle qui suppose que les effets d'ordre zéro et d'ordre supérieur sont négligeables.

Dans ce dernier modèle, nous supposons que $Pr(Y|UZ)/Pr(Y|U) = Pr(Y|Z)/Pr(Y) = 1$; ce qui signifie que les deux effets sont simultanément négligeables. En appliquant cette hypothèse à l'équation (5), la version modifiée du modèle (modèle M_2) est donnée par:

$$\hat{P}r(Y_i|X_jU_kZ_h) = \left[Pr(Y_i|U_kX_j) \cdot Pr(Y_i) \cdot Pr(Y_i|U_k)\right]^{1/3} \cdot \lambda_{ijkh} \qquad (21)$$

Posons que "$\chi^2(m_2)$" représente le chi-deux associé au modèle M_2 de l'équation (21). La signification de l'effet d'ordre zéro $Pr(Y_i|U_k)/Pr(Y_i)$ dépend alors de l'importance de l'écart par laquelle $\chi^2(m_2) - \chi^2(m_1)$ est supérieur à zéro; les degrés de liberté de l'écart entre les deux valeurs de chi-deux sont encore donnés par la différence entre les degrés de liberté de $\chi^2(m_2)$ et de $\chi^2(m_1)$ respectivement.

Bref, dans le cas présent, l'effet d'ordre zéro peut être considéré comme un effet "emboîté", et on ne peut pas évaluer sa signification en posant simplement qu'il est égal à un. En général, tout effet (dans un modèle hypothétique) qui est la moyenne d'un ensemble d'effets d'ordre supérieur spécifiés dans le même modèle est un effet "emboîté"; il faut alors employer des moyens indirects, semblables à ceux décrits pour l'effet d'ordre zéro, pour déterminer si de tels effets sont significatifs.

On constate que les tests d'effets doivent être effectués dans un ordre particulier, à commencer par les effets d'ordre supérieur pour terminer par les effets d'ordre inférieur qui leur sont intrinsèquement liés. De plus, aussitôt qu'on

rencontre un effet emboîté, il faut tester sa signification de la façon indiquée. Toutefois, en utilisant les méthodes générales que nous venons de décrire, nous pouvons dire que la performance du modèle en général est significative, ainsi que celle de tous les effets. On dispose ainsi de tout un éventail de tests. (Pour plus de renseignements à ce sujet, consulter Goodman 1970, 1972 et 1973.)

C.5. Coefficients d'association

Goodman a exposé le calcul de la qualité de l'ajustement du modèle en des termes semblables à ceux utilisés pour la corrélation multiple et celui de la contribution globale des effets en des termes semblables à ceux utilisés pour la corrélation partielle (voir Goodman 1972, pp. 1056 - 1058). Ces concepts peuvent très bien s'appliquer à la méthode décrite dans le présent document. Nous en donnons quelques exemples, fondés sur le coefficient chi-deux décrit plus haut.

D'après l'exemple que nous venons de considérer, la qualité de l'ajustement du modèle exprimé par l'équation (5) se calcule par:

$$0 \leqslant \frac{\chi^2(\tilde{m}) - \chi^2(m)}{\chi^2(\tilde{m})} \leqslant 1 \qquad (22)$$

La contribution relative globale de l'effet $Pr(Y_i|X_jU_k)/Pr(Y_i|U_k)$ est

$$0 \leqslant \frac{\chi^2(m_1) - \chi^2(m)}{\chi^2(\tilde{m})} \leqslant 1 \qquad (23)$$

La proportion de "variation expliquée" attribuable à l'effet $Pr(Y_i|X_jU_k)/Pr(Y_i|U_k)$ lorsque les contributions de tous les autres effets ont déjà été prises en compte est

$$\frac{\chi^2(m_1) - \chi^2(m)}{\chi^2(\tilde{m}) - \chi^2(m)} \qquad (24)$$

La contribution relative globale de l'effet $Pr(Y_i|U_k)/Pr(Y_i)$ est

$$\left[\chi^2(m_2) - \chi^2(m_1)\right] / \chi^2(\tilde{m}) \qquad (25)$$

Plus chacun des coefficients mentionnés est voisin de 1, plus la qualité de l'ajustement du modèle est bonne, ou plus la contribution d'un effet donné est forte (selon le cas).

C.6. Limites de la méthode

Comme la plupart des techniques d'analyse multidimensionnelle, le type de méthode que nous avons choisi présente des limites ou des inconvénients importants; ses avantages ont déjà été étudiés par Goodman (1972 et 1973a). Il faudrait qu'une autre étude soit effectuée pour mettre en évidence les limites de cette méthode et indiquer dans quelle mesure, et de quelle façon, on pourrait les surmonter. Pour le moment, nous nous contenterons d'énumérer les contraintes les plus importantes que nous avons relevées:

1. Dans la plupart des travaux impliquant l'emploi de données démographiques, on est forcé de définir arbitrairement les catégories de certaines variables, et les valeurs précises prises par les coefficients peuvent beaucoup varier selon les catégories choisies. (Voir l'annexe B.)
2. Comme dans la plupart des méthodes d'analyse multidimensionnelle, les coefficients obtenus pour les effets d'une variable donnée n'ont de sens que dans le cadre du modèle et des variables spécifiés. Des "biais techniques", qui peuvent être très graves, peuvent provenir de diverses causes comme, par exemple, l'oubli de variables pertinentes ou d'effets importants. Jusqu'à maintenant, on s'est très peu penché sur ce problème, il existe donc très peu d'ouvrages ou d'analyses multidimensionnelles des tableaux de contingence qui en tiennent compte.
3. À moins que les variables explicatives ne soient indépendantes les unes des autres, les indications statistiques de l'importance relative des divers effets spécifiés peuvent être à l'origine d'erreurs graves.
4. Lorsque les tableaux sont très grands (c'est-à-dire lorsqu'ils comprennent un grand nombre de cases), des difficultés pratiques considérables peuvent surgir. Pour résoudre ce problème, on a tendance à regrouper les catégories (comme nous l'avons fait ici). Le lecteur intéressé devrait consulter les travaux de Bishop, Fienberg et Holland (1974, chapitre 5).
5. Il est souvent nécessaire d'employer des méthodes particulières à propos des tableaux comprenant des cases qui sont nécessairement nulles ou constituées de chiffres infiniment petits (voir Bishop, Fienberg et Holland, 1974, chapitre 5).
6. Il convient de s'arrêter au problème de l'"applicabilité" de la théorie et des méthodes reconnues d'inférence statistique, dans le cas de certains types de données. La question du bien-fondé de la théorie statistique satisfaisante se pose automatiquement, car la population répartie sur l'espace considéré ne constitue généralement qu'un échantillon d'une population humaine plus nombreuse. Même lorsque l'ensemble de la population humaine est pris en compte, l'analyste cherche souvent à justifier l'utilisation de l'inférence statistique en testant la qualité de l'ajustement du modèle explicatif ou des effets des attributs choisis; il doit alors "s'attaquer" explicitement au problème de la distribution des erreurs (d'échantillonnage). Il y a aussi le problème posé par l'estimation des valeurs probables théoriques à partir d'observations tirées d'un échantillon et inscrites dans un tableau de contin-

gence. L'analyste doit alors se préoccuper des propriétés de l'estimateur choisi, en fonction du type d'échantillonnage qui a servi à obtenir les observations du tableau.

Plusieurs statisticiens ont étudié en profondeur la question de l'inférence statistique dans l'analyse de tableaux de contingence (voir Fienberg, 1970; Goodman, 1970, 1972, 1973a; ainsi que les textes auxquels renvoient ces derniers). Il semble que les analystes qui travaillent actuellement dans ce domaine disposent déjà de tout un éventail de résultats qui leur permettent d'appliquer une grande variété de tests de signification à leurs modèles statistiques. En général, ces tests emploient une ou deux formes du coefficient du chi-deux et supposent que pour le problème et les données en question, le coefficient suit la distribution du chi-deux. Cette hypothèse n'est valide que si les observations inscrites dans chacune des cases du tableau de contingence sont indépendantes les unes des autres, et si elles ont été obtenues à l'aide d'un schéma d'échantillonnage simple, comme l'échantillonnage aléatoire. Pour connaître les schémas d'échantillonnage applicables, consulter Fienberg (1973, p. 6) et Goodman (1971, pp. 37 et 38).

Lorsque les données proviennent de dossiers administratifs ou d'un recensement exhaustif, il est probable qu'on rencontrera des problèmes pour satisfaire les conditions permettant d'appliquer la distribution d'échantillonnage du chi-deux aux tests mentionnés plus haut. Dans les deux cas, il est souvent difficile de préciser le processus d'échantillonnage qui a permis d'obtenir les observations du tableau de contingence. Il reste que pour certains problèmes, la nature des données peut parfois justifier en partie, de poser comme hypothèse que les observations contenues dans une case quelconque du tableau sont largement indépendantes les unes des autres, et que le nombre total d'observations est fixe[3]. De toutes façons, l'application des méthodes d'inférence statistique à ces deux cas devrait être justifiée principalement par le raisonnement: en effet, les méthodes choisies comprennent un ensemble de "règles de base", qui régissent le processus de prise de décision de façon suffisamment objective pour qu'en se fondant sur ces règles, deux chercheurs en arrivent nécessairement à la même conclusion ou à la même décision. (Voir Fienberg, 1970, pp. 424 - 427; Bishop, Fienberg et Holland, 1974, chapitre 3.)

L'estimation, à partir des observations d'un tableau de contingence, de chiffres probables théoriques donne lieu à un autre genre de problème. D'après Fienberg (1970, pp. 421 - 424), il semble qu'il soit nécessaire de poser des hypothèses plus restrictives pour la méthode d'échantillonnage qui permet d'obtenir les observations d'un tableau, si l'on veut en déduire des renseignements

---

Voir note(s) à la page 130.

pertinents au sujet des propriétés de certains des estimateurs employés, plus particulièrement sur l'ajustement par itération des chiffres des cases dans des marges fixes. Pour certains types de données d'enquêtes par échantillons, ce genre d'hypothèse semble tout à fait raisonnable; mais dans le cas d'ensembles importants de données démographiques, qui peuvent se présenter sous la forme de tableaux de contingence, ces hypothèses semblent plutôt arbitraires. Dans ce cas, lorsque nous ne pouvons pas affirmer que les observations des tableaux de contingence ont été obtenues à l'aide d'une méthode d'échantillonnage suffisamment fiable, il serait sage de chercher à justifier les résultats de la méthode d'estimation employée à partir de faits concrets.

NOTES

[1] En sciences sociales, un "modèle" peut désigner des choses diverses: ainsi, il peut signifier "théorie", mais dans le présent document, nous lui avons donné un autre sens. Lorsque nous parlons de "théorie explicative" des relations entre une variable dépendante y et des variables explicatives x et y, nous voulons dire un réseau d'équations qui tendent a) à expliquer pourquoi existent ces relations et (ou) b) à caractériser de manière générale la nature de ces relations, dans des conditions données. Un modèle particulier qui peut sembler plausible selon la théorie peut donc se présenter sous la forme $y = a + bx + cz$ (où a, b, et c sont des constantes), tandis qu'un autre modèle spécifique, tout aussi plausible, serait $y = a \cdot x \cdot z$. Le modèle peut donc être considéré comme un type d'hypothèse (portant sur la forme fonctionnelle de la relation étudiée) qui peut être qualifié de plausible d'après la théorie.

Lorsqu'on fait référence à une hypothèse théoriquement plausible, on suppose qu'il n'est pas nécessaire que la théorie implique logiquement l'hypothèse pour affirmer que la première "rationalise" la dernière. L'auteur est de l'avis de ceux qui soutiennent que la rationalisation probabiliste (selon laquelle il est dit que l'hypothèse est plausible compte tenu de la théorie) des hypothèses par la théorie est une pratique courante et légitime dans les travaux scientifiques (voir Hempel, 1965, pp. 381 - 412 et chapitre 12).

[2] Dans ce document, nous mentionnons deux types de variables dépendantes différentes, bien qu'elles aient certaines choses en commun. Il y a d'abord l'attribut dépendant (par exemple le niveau de scolarité) qui est, d'après la théorie, considéré comme lié à certains attributs explicatifs (par exemple l'âge). Dans certains problèmes d'analyse explicative, on considère que ce que le modèle explicatif traite spécifiquement comme la variable dépendante n'est pas l'attribut dépendant en soi, mais la répartition d'une population selon des catégories définies de cet attribut. Par exemple, les analyses explicatives sur la migration sont souvent effectuées de façon à ce que, même si la théorie porte sur les facteurs et les mécanismes qui font qu'une personne est un migrant (l'attribut est alors le statut migratoire), la variable dépendante du modèle est la proportion de migrants dans une population donnée (la répartition de la population selon le statut migratoire).

Dans cette étude, l'expression "variable dépendante" désigne généralement le second type de variable (la variable de répartition); l'expression "attribut dépendant" est généralement utilisée pour désigner la variable qui est initialement étudiée dans la théorie. La distribution entre les deux termes est plutôt arbitraire et ne vise qu'à exprimer le fait que nous traitons de deux "niveaux" de variables dépendantes. Le contexte devrait généralement indiquer clairement à quel "niveau" de variable on se situe.

[3] Pour plus d'explications à ce sujet, consulter Goodman, 1970, p. 232.

BIBLIOGRAPHIE CHOISIE

Bishop, Yvonne, M. 1969. Full Contingency Tables, Logits, and Split Contingency Tables. *Biometrics 25:* pp. 338 - 400.

Bishop, Y.M., Fienberg, S.E., et Holland, P.W. 1974. *Discrete Multivariate Analysis: Theory and Practice.* Cambridge: MIT Press.

Blau, Peter M., et Duncan, Otis Dudley. 1967. *The American Occupational Structure.* New York: John Wiley and Sons, Inc.

Brackstone, G.J. 1971. Méthodes de pondération – Recensement de 1971, Population et logement, Note de recherche, nº PH-Gen-9, Statistique Canada, Secteur du recensement, Ottawa.

Brackstone, G.J. 1976. Raking Ratio Estimators. *Survey Methodology 2:* pp. 63-70.

Brennan, Michael J. 1965. A More General Theory of Resource Migration, in Michael J. Brennan, ed., *Patterns of Market Behaviour.* Providence: Brown University Press: pp. 45-64.

Brewis, T.N. 1969. *Regional Economic Policies in Canada.* Toronto: MacMillan of Canada.

Camu, Pierre, Weeks, E.P., et Sametz, Z.M. 1964. *Economic Geography of Canada.* Toronto: MacMillan of Canada.

Canada. Conseil Canadien de la Main-d'oeuvre et de l'Immigration. 1975a. *Canadian Occupational Forecasting Program.* Ottawa: Information Canada.

Canada. Conseil Canadien de la Main-d'oeuvre et de l'Immigration. 1975b. *Internal Migration and Immigrant Settlement.* Ottawa: Information Canada.

Canada. Statistique Canada, 1973a. *Recensement du Canada 1971, Population, Cités, villes, villages, régions métropolitaines de recensement et agglomérations de recensement.* Bulletin 1.1 - 8, nº 92-708 au catalogue. Ottawa: Information Canada.

Canada. Statistique Canada. 1973b. *Recensement du Canada 1971, Population, Tableaux chronologiques (subdivisions de recensement).* Bulletin 1.1 - 2, nº 92-702 au catalogue. Ottawa: Information Canada.

Canada. Statistique Canada. 1974. *Recensement du Canada 1971, Population, Migrations internes.* Bulletin 1.2 - 7, nº 92-719 au catalogue. Ottawa: Information Canada.

Canada. Statistique Canada. 1975a. *Recensement du Canada 1971, Activités économiques, Divisions d'activité économique selon le sexe, Canada, provinces et divisions de recensement.* Bulletin 3.4 - 4, nº 94-741 au catalogue. Ottawa: Information Canada.

Canada. Statistique Canada. 1975b. *Recensement du Canada 1971, Activités économiques, Activités économiques selon le sexe, régions métropolitaines, lieu de résidence et lieu de travail.* Bulletin 3.4 - 5, nº 94-742 au catalogue, Ottawa: Information Canada.

Canada. Statistique Canada. 1975c. *Recensement du Canada 1971, Activités économiques, Activités économiques selon le sexe, agglomérations de recensement de 25,000 habitants et plus (lieu de résidence) et agglomérations de recensement de 50,000 habitants et plus (lieu de travail).* Bulletin 3.4 - 6, nº 94-743 au catalogue. Ottawa: Information Canada.

Caves, R.E. et Holton, R.H. 1961. *The Canadian Economy: Prospects and Retrospect.* Cambridge: Harvard University Press.

Courchene, Thomas J. 1970. Interprovincial Migration and Economic Adjustment. *Canadian Journal of Economics III:* pp. 551 - 575.

Courchene, T. 1974. *Migration, Earnings, and Employment in Canada: 1965 - 68.* Montréal: C.D. Howe Research Institute.

Davis, James A. 1974. Hierarchical Models for Significance Tests in Multivariate Contingency Tables, in Herbert L. Costner, ed., *Sociological Methodology, 1973 - 1974.* San Francisco: Jossey-Bass, Inc.

Denton, Frank T. 1966. *An Analysis of Interregional Differences in Manpower Utilization and Earnings.* Étude spéciale nº 15. Le conseil économique du Canada. Ottawa: Imprimeur de la Reine.

Dodds, D.J. 1971. Échantillonnage dans les secteurs d'autodénombrement, Recensement de 1971. Population et logement. Note de recherche nº PH-Gen-8, Statistique Canada, Secteur du recensement, Ottawa.

Duncan, O.D., *et al.* 1961. *Metropolis and Region.* Baltimore Md: John Hopkins Press.

Eldridge, Hope T. et Thomas, Dorothy Swaine. 1964. *Population Redistribution and Economic Growth, United States, 1870 - 1950, Vol. III: Demographic Analyses and Interrelations.* Philadelphia: American Philosophical Society.

Fienberg, Stephen E. 1970. The Analysis of Multidimensional Contingency Tables. *Ecology 51:* pp. 419 - 433.

Fienberg, Stephen E. et Holland, P.W. 1970. Methods for Eliminating Zero Counts in Contingency Tables, in G.P. Patil, ed., *Random Counts in Models and Structures.* University Park: the Pennsylvania State University Press.

Fienberg, Stephen E. 1972. The Analysis of Incomplete Multi-Way Contingency Tables. *Biometrics* 28: pp. 177 - 202.

Fienberg, Stephen E. 1973. *The Analysis of Cross-Classified Data.* St. Paul: Dept. of Applied Statistics, University of Minnesota.

Gallaway, Lowell E. 1967. Industry Variations in Geographic Labour Mobility Patterns. *Journal of Human Resources 2:* pp. 461 - 474.

George, M.V. 1970. *Internal Migration in Canada,* Ottawa: Imprimeur de la Reine.

Goldstein, Sidnes. 1964. The Extent of Repeated Migration: An Analysis Based on the Danish Population Register. *Journal of the American Statistical Association LIX:* pp. 1121 - 1132.

Goodman, Leo. A. 1970. The Multivariate Analysis of Qualitative Data. *Journal of the American Statistical Association 65:* pp. 226 - 256.

Goodman, Leo., A. 1971. The Analysis of Multidimensional Contingency Tables: Stepwise Procedures and Direct Estimation Methods. *Technometrics 13:* pp. 33 - 61.

Goodman, Leo. A. 1972. A General Model for the Analysis of Surveys. *American Journal of Sociology 77:* pp. 1035 - 1086.

Goodman. Leo. A. 1973a. Causal Analysis of Data from Panel Studies and Other Kinds of Surveys. *American Journal of Sociology 78:* pp. 1135 - 1191.

Goodman, Leo. A. 1973b. The Analysis of Contingency Tables When Some Variables are Posterior to Others. *Biometrika 60:* pp. 179 - 192.

Grant, E. Kenneth et Vanderkamp, John. 1976. *The Economic Causes and Effects of Migration.* Ottawa: Ministère des Approvisionnements et Services.

Greenwood, M.J. 1975. Research in Internal Migration in the United States: A Survey. *Journal of Economic Literature 13:* pp. 397 - 433.

Hamilton, C. Horace. 1959. Educational Selectivity of Net Migration from the South. *Social Forces 38:* pp. 33 - 42.

Hempel, Col. G. 1965. *Aspects of Scientific Explanations.* New York: The Free Press.

Hunter, Lawrence et Reid, Graham L. 1968. *Urban Worker Mobility.* Paris: Organization for Economic Co-operation and Development.

Illsley, Raymond, Finlayson, Angela, et Thompson, Barbara. 1963. The Motivation and Characteristics of Internal Migrants. *The Milbank Memorial Fund Quarterly 41.* pp. 115 - 143, et 217 - 247.

Irving, R.M., ed. 1972. *Readings in Canadian Geography.* Toronto: Holt, Rinehart and Winston of Canada, Ltd.

Kasahara, Yoshiko. 1965. Internal Migration and the Family Life Cycle, Canadian Experience, 1956 - 61. Exposé présente en 1965 à la conférence de la population mondiale à Belgrade.

Kosinski, Leszek A. 1976. Internal Migration in Canada. *Geographical Journal.*

Kuznets, Simon et Thomas, Dorothy Swaine. 1957. Introduction, in Everett S. Lee, *et al. Population Redistribution and Economic Growth, United States, 1870 - 1950.* Philadelphia: American Philosophical Society.

Labor, Gene et Chase, Richard S. 1971. Interprovincial Migration in Canada as A Human Capital Decision. *Journal of Political Economy:* pp. 795 - 804.

Ladinsky, Jack. 1967. The Geographic Mobility of Professional and Technical Manpower. *The Journal of Human Resources 2:* pp. 475 - 494.

Lansing, John et Mueller, Eva. 1967. *The Geographic Mobility of Labour.* Ann Arbor: Institute for Social Research, University of Michigan.

Lee, Everett, S. 1966. ATheory of Migration. *Demography 3:* pp. 47 - 57.

Leslie, Gerald R. et Richardson, Arthur H. 1961. Life-Cycle, Career Pattern and the Decision to Move. *American Sociological Review 26:* pp. 894 - 902.

Long, Larry H. 1970. On Measuring Geographic Mobility. *Journal of the American Statistical Association 65.*

Lowry, Ira S. 1966. *Migration and Metropolitan Growth.* San Francisco: Chandler Publishing Company.

Lycan, Richard. 1969. Interprovincial Migration in Canada: The Role of Spatial and Economic Factors. *Canadian Geographer 13:* pp. 237 - 254.

Maxwell, J.W. 1965. The Functional Structure of Canadian Cities: A Classification of Cities. *Geographic Bulletin 7:* pp. 79 - 104.

McInnis, Marvin, 1971. Age, Education and Occupation Differentials in Interregional Migration: Some Evidence for Canada. *Demography 8:* pp. 195 - 204.

Meltz, Noah M. 1969. *Manpower in Canada 1931 - 61.* Ottawa: Imprimeur de la Reine.

Miller, Ann R. 1967. The Migration of Employed Persons to and from Metropolitan Areas of the United States. *Journal of the American Statistical Association 62:* pp. 1418 - 1832.

Nargundkar, M.S. et Arora, H. 1971. The Raking-Ratio Estimation Procedure for the 1971 Census, manuscrit non-publié, Statistique Canada, Ottawa.

Nelson, Philip. 1959. Migration, Real Income and Information. *Journal of Regional Science 1:* pp. 43 - 75.

Nickson, May. 1967. *Geographic Mobility of Labour in Canada, October 1964 - October 1965.* Special Labour Force Studies No. 4 Ottawa: Imprimeur de la Reine.

Norland, *et al.* 1975. Evaluation in the 1971 Census of Canada: Overview and Selected Findings. *Canadian Studies in Population 2:* pp. 65 - 90.

Ostry, Sylvia. 1967. *The Occupational Composition of the Canadian Labour Force.* Ottawa: Imprimeur de la Reine.

Ostry, Sylvia, 1968. *Geographic Composition of the Canadian Labour Force.* Ottawa: Imprimeur de la Reine.

Ray, D.M. 1972. The Economy in L. Gentilcore, ed., *Studies in Canadian Geography: Ontario.* Toronto: University of Toronto Press.

Richardson, H.W. 1973. *Regional Growth Theory.* Toronto: Halsted Press, John Wiley and Sons.

Ricour-Singh. Françoise. 1979. *Les pôles d'attraction et les zones d'influence du Canada.* Étude analytique du recensement 1971. Ottawa. (à venir).

Robert, Bernard. 1971. *Profils Migratoires, Comtés et Régions, Province de Québec, 1961 - 1966.* Québec: Bureau de la Statistique du Québec.

Robert, Bernard. 1972. *Évolutions démographiques régionales et migrations intérieures de la population, Province de Québec, 1941 - 1966.* Québec: Bureau de la Statistique du Québec.

Rossi, Peter H. 1955. *Why Families Move.* Glencoe: The Free Press.

Rottenberg, Simon. 1956. On Choice in Labour Markets. *Industrial and Labour Relations Review:* pp. 183 - 199.

Shaw, R.P. 1975. *Migration Theory and Fact, a Review and Bibliography of Current Literature.* Philadelphia: Regional Science Research Institute.

Shryock, Henry S. 1964. *Population Mobility Within the United States.* Chicago, Community and Family Study Centre. University of Chicago.

Shryock, Henry S. et Nam, Charles B. 1965. Educational Selectivity of Interregional Migration. *Social Forces XL:* pp. 299 - 510.

Simmons, James W. 1968. Changing Residence in the City. *Geographical Review:* pp. 622 - 651.

Simmons, James W. 1974a. *Patterns of Residential Movement in Metropolitan Toronto.* Toronto: University of Toronto, Department of Geography.

Simmons, James W. 1974b. Canada as an Urban System: a conceptual framework Document de recherches n° 62, Centre for Urban and Community Studies, University of Toronto.

Simmons, J.W. 1977. Migration and the Canadian Urban System: Part I, Spatial Patterns, Document de recherches n° 85, University of Toronto, Centre for Urban and Community Studies.

Sjaastad, Larry A. 1960. The Relationships Between Migration and Income in the United States. *Paper Proceedings of the Regional Science Association 6:* pp. 37 - 64.

Sjaastad, Larry A. 1962. The Costs and Returns of Human Migration. *Journal of Political Economy Vol. LXX:* pp. 80 - 93.

Speare, Alden. 1970. Home Ownership, Life Cycle Stage and Residential Mobility. *Demography 7:* pp. 449 - 458.

Speare, Alden. 1971a. A Cost-Benefit Model of Rural to Urban Migration in Taiwan. *Population Studies 25:* pp. 117 - 130.

Stone, Leroy O. 1969. *Migration in Canada: Some Regional Aspects. Ottawa:* Imprimeur de la Reine.

Stone, Leroy O. 1971a. *On the Analysis of the Structure of Metropolitan Areas Migration Streams: A Theoretical Framework with Empirical Glimpses from Canadian and American Census Data.* Educational Planning Occasional Paper No 1/71 Toronto: Ontario Institute for Studies in Education.

Stone, Leroy O. 1971b. On the Correlation Between In- and Out-Migration by Occupation. *Journal of the American Statistical Association.*

Stone, Leroy O. 1972. Some theoretical aspects of the Study of Migration Decisions: a Working Paper. Manuscrit non publié.

Stone, Leroy O. 1973a. Integration of Behavioural and Macro-Level Perspectives Toward Analysis of Compositional Variations Among Interregional Migration Streams. Manuscrit non publié.

Stone, Leroy O. 1973b. Latent Parameter for the Mobility Matrices of Real and Synthetic Cohorts, with Illustrations from Canadian Data. Manuscrit non publié.

Stone Leroy O. 1974. What We Know about Migration Within Canada: A Selective Review and Agenda for Future Research. *International Migration Review.*

Stone, Leroy O. 1975. On the Interaction of Mobility Dimensions in Theory on Migration Decisions. *Canadian Review of Sociology and Anthropology 12:* pp. 95 - 100.

Stone, Leroy O. et Fletcher, Susan. 1976. *Les migrations au Canada: Études schématiques du recensement 1971.* Bulletin 5.1 - 5, n° 99-705 au catalogue. Ottawa.

Stone, Leroy O. 1976a. Some Principles of Demometric Analysis. Manuscrit non publié, Statistique Canada, Ottawa.

Stone, Leroy O. 1976b. Quelques nouveaux développements dans l'analyse de la migration interne au Canada. Exposé présenté à l'Association des Démographes du Québec à Sherbrooke.

Suval, Elizabeth S. et Hamilton, Horace C. 1965. Some New Evidence on Educational Selectivity in Migration to and from the South. *Social Forces 43:* pp. 536 - 547.

Tarver, James D. 1964. Occupational Migration Differentials. *Social Forces 43:* pp. 231 - 241.

U.S. Bureau of the Census. 1973. *1970 Census of Population, Mobility for States and the Nation.* Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office.

Vanderkamp, John. 1968. Interregional Mobility in Canada. *Canadian Journal of Economics:* pp. 596 - 608.

Vanderkamp, John, 1970. The Effect of Out-Migration on Regional Employment. *The Canadian Journal of Economics III:* pp. 541 - 549.

Vanderkamp, John. 1972. Migration Flows and their Determinants, and the Effects of Return Migration. *Journal of Political Economy 79:* pp. 1012 - 1031.

Vanderkamp, John. 1973. *Mobility Patterns in the Canadian Labour Force.* Le conseil économique du Canada. Étude spéciale nº 16. Ottawa: Imprimeur de la Reine.

DATE DUE

DATE DE RETOUR

AUG AOUT	-3 1979		
NOV 17	1980		
MAY MAI	6 1981	Hechme	
SEP -7	1982		
NOV 27	1984		
JAN -2	1986		

LOWE-MARTIN No. 1137

